هال السياهة والفنادق

العقودود الشاني

دكتور / محمد الزنفلي

4 . . 0

البساب الأول

التوزيع الطبيعي وتطبيقاته

الباب الأول

التوزيع الطبيعي وتطبيقاته

يشتمل هذا الباب على ثلاثة فصول هي : -

الفصل الأول: التوزيع التكراري المعتدل كمدخل لدراسة التوزيع الطبيعي .

الفصل الثانى : دوال التوزيع الطبيعي .

الفصل الثالث: تطبيقات.

الفصل الأول

التوزيع التكراري المعتدل كمدخل لدراسة التوزيع الطبيعي

.

أولا : الوصف الإحصائي باستخدام التكرارات المطلقة :

١-العرض الجدولي والبياني (المدرج، المضلع، المنحنى).
 ٢-القياس الإحصائي (النزعة المركزية، التشتت، الالتواء، التفرطح)

٣-خصائص التوزيع .

ثانيا : الوصف الإحصائي باستخدام التكرارات النسبية (الاحتمال الاحصائي)

١-العرض الجدولي البياني (المدرج ، المضلع ، المنحني)

٢-القياس الإحصائي (النزعة المركزية ، التشينت ، الالتواء ،
 التفرطح)

٣-خصائص التوزيع .

أولا : الوصف الإحصائي باستخدام التكرارات المطلقة :

سبق للطالب دراسة التوزيع التكراري الماتوي والمعتدل في الجزء الأول من هذا الكتاب ، وفي الجزء الثاني هذا سيتم تناول التوزيع التكراري المعتدل فقط لكن بصورة أكثر تفصيلا ، ذلك لأن معظم ظواهو الحياة تأخذ شكل التوزيع التكراري المعتدل ، ومن ثم يمثل هذا التوزيع المعتدل ، ومن ثم يمثل هذا التوزيع أهمية كبيرة في الدراسات الإحصائية ، والمثال التالي بمثابة أعادة وكتمهيد للدراسة التفصيلية للتوزيع التكراري المعتدل .

المثال

الجدول التالي هو توزيع تكراري معتدل لامتحان ١٢٨ طالب في مادة الإحصاء:

Γ											~
	المجموع	۸٠-٧٠	٧٠-٦٠	٦٥.	01.	٤٠-٣٠	٣٠-٢٠	۲۱.	١٠-٠	فئات	
	١٢٨	١	Υ	71	٣0	٣٥	۲۱	Υ	١	تکر ار ات	

والمطلوب:

١-العرض الجدولي والبياني للتوزيع .



٧- قياس النزعة المركزية والتشتت والالتواء والتفرطح.

٣- خصائص التوزيع .

الحسال

(١) العرض الجدولي والبياني للتوزيع التكراري المعتدل:

أ ـ المدرج التكراري المعتدل:

يتضح من العرض الجدولي والبياني التاليين شكل المدرج التكراري المعتدل ويلاحظ ما يلي: -

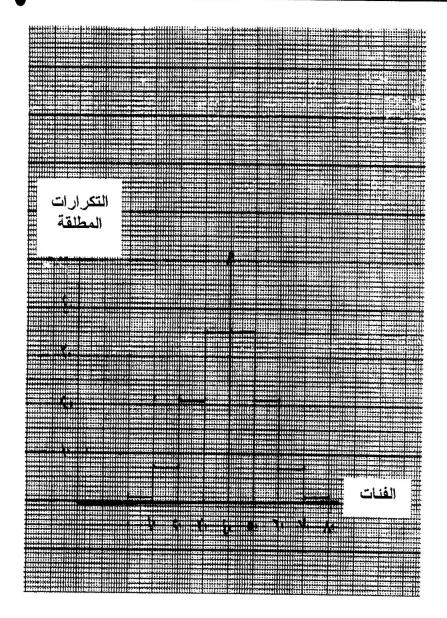
- * أن قواعد المستطيلات متساوية وهي عبارة عن طول الفئية ،
 وأن ارتفاع كل مستطيل عبارة عن تكرار الفئة المناظر ، وقد وأن ارتفاع كل مستطيل عبارة عن تكرار الفئة المناظر ، وقد تم التعويض عن طول الفئة بالرقم واحد طالما أن طول الفئية بالرقم واحد طالما أن طول الفؤلية بالرقم واحد طالما أن الفؤلية بالمؤلية بالرقم واحد طالما أن الفؤلية بالرقم واحد طالما أن الفؤلية بالرقم واحد طالما أن الفؤلية بالمؤلية با
- * أن المدرج التكراري المعتدل متماثل حيث أن عدد المستطيلات قبل قبل المنتصف تماثل عدد المستطيلات بعد المنتصف ، وأن محور التماثل يوازي المحور الرأسي (محور التكرارات) .



العرض الجدولي للمدرج التكراري المعتدل:

التكرارات (المساحات) المطلقة	مساحة المدرج (مساحات المستطيلات)	الفئات
1	1 × 1	١٠ - ٠
Y	٧ × ١	۲۰ – ۱۰
۲۱	Y1 × 1	۳۰ – ۲۰
٣٥	70 × 1	٤٠ _ ٣٠
٣٥	70 × 1	0 ź.
	71 × 1	٦٠ _ ٥٠
Y	٧×١	Y• = ٦•
1	1 × 1	۸۰ – ۲۰
١٢٨		المجموع





المدرج التكراري المعتدل

ب- المضلع التكر أري المعتدل:

يتضح من العرض الجدولي والبياني التاليين شكل المضلع التكراري المعتدل ويلاحظ ما يلي:

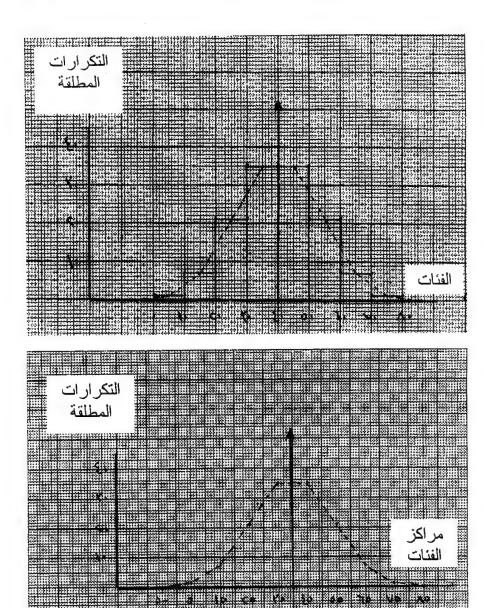
- * أن توزيع المساحة تحت المضلع التكراري المعتدل متماثلة حيث تماثل شبة المنحرفات والمثلث قبل المنتصف مسع شبه المنحرفات والمثلث بعد المنتصف ، وأن محور التماثل يسوازي المحور الرأسي (محور التكرارات) .



العرض الجدولي للمضلع التكراري المعتدل:

İ	المساحات (التكرارات)	مساحة النضلع	
	المطلقة	(مساحات شبه المنحرف + مساحة المثلثين)	(لفنات
	٠,٥	$1 \times 1 \times \frac{1}{7} = $ مساحنة المثاث = مساحنة المثاث	0 _ 0-
	٤,٠	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(1+7)\times 1$	1
	١٤,٠	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(+17)\times 1$	Y0 _ 10
	۲۸,۰	مساحة شبه المندرف = $\frac{1}{7}(7+7)\times 1$	ro _ ro
	٣٥,٠	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(07+07)\times 1$	£0 _ 70
	۲۸,۰	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(77+7)\times 1$	00 _ 20
	١٤,٠	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(17+7)\times 1$	70 _ 00
	ź, •	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{7}(Y+1)$ ×۱	Y0 _ 70
	٠,٥	مساحة شبه المنحرف = $\frac{1}{Y} \times 1 \times 1$	Λο - Yo
	١٢٨		المجموع





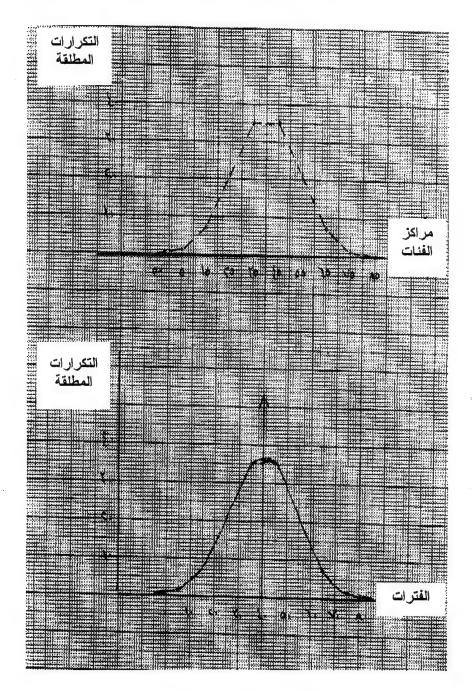
المضلع التكراري المعتدل

ج_- المنحنى التكراري المعتدل:

يتأتي المنحني التكراري إذا ما زادت عدد نقاط المضلع التكراري لدرجة تصبح معها هذه النقاط متماسة فيتشكل المنحني، وهنا يصبح مجال المنحني أي المحور الأفقي على شكل فترات وليس فئات أو مراكز الفئات ، ويسمي المنحني التكراري المعتدل بالمنحني الطبيعي أو التوزيع الطبيعي حيث يمثل معظم الظواهر الطبيعية في الحياة ، ويتضح هذا المنحني في العرض البياني التالي .

وقد تم تتاول العرض البياني هذا بدون العرض الجدولي و السبب أن ذلك يتطلب استخدام دالة كثافة التوزيع التكراري المعتدل والتي سترد في الفصول القادمة .





المنحني التكراري المعتدل



(٢) قياس النزعة المركزية والتشتت والالتواء والتفرطح:

يكتمل الوصف الإحصائي التوزيع إذا ما تم قياس النزعة المركزية للتوزيع وكذا تشنته والتواءه وتفرطحه .

* قياس النزعة المركزية للتوزيع

* المتوسط الحسابي (س $\overline{}$

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

س ك	مراكز الفئات	التكرارات	. 16 ' 71
	(س)	(살)	الفئات
0	٥	١	١٠-٠
1.0	10	Υ	۲۰ – ۱۰
070	40	71	۳ ۲.
1770	40	20	٤٠ – ٣٠
1040	٤٥	٣0	0 · _ 2 ·
1100	00	71	7 - 0 -
200	٦٥	٧	٧٠ – ٢٠
Yo	Yo	١	۸۰ – ۲۰
017.	1	177	المجموع

$$\xi \cdot = \frac{\text{olt.}}{\text{lth}} = \overline{\omega} : \frac{\text{diss}}{\text{diss}} = \overline{\omega} :$$



* الوسيط (ط):

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

تكرار متجمع صاعد	الحدود العليا للقنات	التكرارات (ك)	القئات
١	١	١	(1)
٨	۲. –	٧	(۲۰ – ۱۰)
44	٣	۲١	(m - r ·)
٦٤	ź. –	80	(¿ · _ ٣ ·)
99	0	40	(0 - 5 -)
١٢	٦	41	(٦٠ - ٥٠)
١٢٧	٧	٧	(Y - 7 ·)
١٢٨	٨	١	(A · - Y ·)
/	1	١٢٨	المجموع

$$7\xi = \frac{17}{7} = \frac{17}{7}$$
 تكرار الوسيط = $\frac{17}{7} = 3$

٠٠٠ الفئة الوسيطية هي الفئة التي تقابل تكـــرار الوســيط مــن جــدول

ي المتجمع الصاعد .

: الفئة الوسيطية هي (- ٤٠)

$$\frac{J \times , \vec{\Box}}{\sqrt{\Box + , \vec{\Box}}} + \vec{\Box} = \vec{b} : ...$$

$$\xi \cdot = \frac{J \times , \vec{\Box}}{\sqrt{\Box + , \vec{\Box}}} + \xi \cdot = \vec{b} : ...$$



المنوال (م):

تكوين الجدول الإحصائي اللازم :

التكرارات (ك)	الفئات
١	(1+-+)
Υ	(۲ - 1 -)
۲۱	(٣٠ - ٢٠)
٣٥	(£ · _ ٣ ·)
70	$(\circ \cdot - \circ \cdot)$
۲۱ .	(- 0 -)
Y	(· - · ·)
1	(∧· − ∀·)
١٢٨	المجموع

: الفئة المتوالية هي التي تقابل أكبر تكرار من الجدول التكراري

العادي .

$$\frac{\dot{\upsilon} \times \dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon} + \dot{\upsilon}} + \dot{\upsilon} = \dot{\upsilon} \cdot \dot{\upsilon}$$

$$\frac{\dot{\upsilon} \times \dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon} + \dot{\upsilon}} + \ddot{\upsilon} = \frac{\dot{\upsilon} \times \dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon} + \dot{\upsilon}} + \ddot{\upsilon} = \frac{\dot{\upsilon} \times \dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon} + \dot{\upsilon}}$$

$$\dot{\dot{\upsilon}} = \dot{\upsilon} + \dot{\upsilon} + \dot{\upsilon} = \frac{\dot{\upsilon} \times \dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon} + \dot{\upsilon}} + \dot{\upsilon} = \dot{\upsilon}$$



قياس التشتت للتوزيع:

* التباين والانحراف المعياري

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

س کے ک	س ك	س س	(설)	الفئات
70	0	٥	١	١٠ _ ٠
1040	1.0	10	٧	۲۰ – ۱۰
17170	070	40	۲۱	۳۰ – ۲۰
٤٢٨٧٥	1770	٣0	70	٤٠ _ ٣٠
٧٠٨٧٥	1040	٤٥	٣٥	0· _ £.
77070	1100	co	۲۱	٦٠ _ ٥٠
79070	٤٥	२०	Υ .	٧٠ - ٦٠
0770	٧٥	٧٥	١	۸۰ – ۲۰
7777	017.	1	١٢٨	المجموع

$$\left(\frac{0.17.}{1.10}\right) - \frac{7.10.}{1.10} =$$



وبقياس الالتواء للتوزيع محل الدراسة باستخدام مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشنت الناتجة فارن:

.. التوزيع التكراري محل الدراسة توزيع معتدل (مبادئ الإحصاء) .

الالتواء والتفرطح باستخدام العزوم:

تكوين الجدول الإحصائي اللازم :

ž)	ح' ك	ح ک	ح'ك	ح ك	(س – سَ ح	m	(🖰)	الفئات
	10770	£71/0-	1770	٣٥-	٣٥-	0	١	١٠ – ٠
5	775770	1.9840-	£770	140-	70-	10	٧	۲۰ – ۱۰
	1.77170	٧٠٨٧٥-	5770	710-	10-	۲٥	71	T Y.
ж	71110	£440-	۸۷٥	140-	0-	٣0	٣٥	٤٠ - ٣٠
	71.110	5770	۸۷٥	140	٥	٤٥	٣٥	٥ ٤.
	1.77170	٥٠٨٧٥	5770	710	10	00	71	7 0.
	7775770	1.9870	£770	140	Y0	70	٧	٧٠ _ ٦٠
-	10770	٤٢٨٢٥	1770	٣٥	70	٧٥	١	۸۰ – ۷۰
	1.75	صفر	775	صفر	صفر	1	177	المجموع



$$\frac{\gamma'}{\gamma'} = \frac{\gamma'}{\gamma'}$$

$$\frac{\gamma'}{\gamma'} = \frac{\gamma}{\gamma}$$

$$\frac{\gamma'}{\gamma'} = \frac{\gamma}{\gamma} = \frac{\gamma}{\gamma}$$

$$\frac{\gamma'}{\gamma'} = \frac{\gamma}{\gamma} = \frac{\gamma}{\gamma}$$

$$\frac{\gamma'}{\gamma'} = \frac{\gamma}{\gamma} = \frac{\gamma}{\gamma}$$

$$\frac{\gamma'}{\gamma'} = \frac{\gamma'}{\gamma'}$$

$$= \frac{\text{ODE}}{17\Lambda} + \frac{175.0}{17\Lambda} \times \frac{175.0}{17\Lambda} + \frac{175.0}{17\Lambda} = \frac{170.0}{17\Lambda}$$

معامل الالتواء
$$=\frac{(\cdot)}{(100)}$$
 = صفر.

: التوزيع التكراري محل الدراسة توزيع معتدل (مبادئ الاحصاء)

[&]quot; هي نفس النتيجة السابقة لقيمة التباين (العزم الثاني هو التباين).

$$= \frac{-171}{171} \times \frac{-100}{171} \times \frac{-100}{171} \times \frac{-100}{171} \times \frac{-100}{171} \times \frac{-100}{171}$$

17170 =

$$\frac{\Lambda \Gamma \Gamma \Gamma \Gamma}{\Gamma \Gamma \Gamma \Gamma \Gamma} = \frac{\Lambda \Gamma \Gamma \Gamma \Gamma}{\Gamma \Gamma \Gamma \Gamma \Gamma} = \frac{\Lambda \Gamma \Gamma \Gamma \Gamma}{\Gamma \Gamma \Gamma \Gamma \Gamma}$$
 عمامل التفرطح = $\frac{\Lambda \Gamma \Gamma \Gamma \Gamma}{\Gamma \Gamma \Gamma \Gamma}$

(٣) خصائص التوزيع :

أ_ س = ط = م = (٠٠ في المثال محل الدراسة)

ب- التباين = ١٧٥، الانحراف المعياري = ١٣,٢٢٨٨

ج معامل الالتواء = صفر

ء- معامل التفرطح = ٢,٧١٤٣ ≈ ٣



ثانيا: الوصف الإحصائي باستخدام التكرارات النسبية (الاحتمال الاحصائي) :

١- العرض الجدولي والبياني: (المثال محل الدراسة) الجدول الإحصائي الملازم للمدرج التكراري النسبي المعتدل:

التكرار النسبي (الاحتمال الاحصاني)	التكرار المطلق	الفئات
٠,٠٠٨٠	١	1
•,•057	٧	Y 1 .
٠,١٦٤٠	71	r r.
٠,٢٧٣٤	٣0	٤٠ – ٣٠
٠,٢٧٣٤	٣٥	٥, _ ٤,
٠.١٦٤٠	71	٦٠ _ ٥٠
٠,٠٥٤٦	٧	٧٠ – ٦٠
٠,٠٠٨٠	١	۸۰ - ۷۰
1	۱۲۸	المجموع

الجدول الإحصائي اللازم للمضلع التكراري النسبي المعتدل:

التكرار النسبي (الاحتمال الاحصائي)	التكرار المطلق	مراكز الفئات
•,••	١	0
٠,٠٥٤٦	٧	10
٠,١٦٤٠	. 11	. 70
•,٢٧٣٤	٣٥	٣٥
٠,٢٧٣٤	40	٤٥.
٠.١٦٤٠	Y1	٤٥
٠,٠٥٤٦	٧	70
٠,٠٠٨٠	١	٧٥
١	١٢٨	المجموع

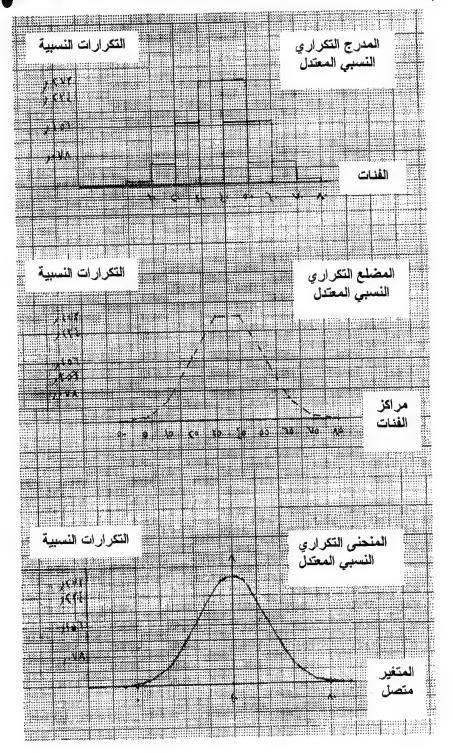


الجدول الإحصائي اللازم للمنحني التكراري النسبي المعتدل:

ح متجمع صباعد	التكرار النسبي (الاحتمال الإحصائي) ح	التكرار المطلق	الفتر ات
٠,٠٠٨٠	٠,٠٠٨٠	١	1.≥
٠,٠٦٢٦	٠,٠٥٤٦	٧	7.≥
٠,٣٢٦٦	٠,١٦٤٠	۲۱	₩, ≥
.,0	٠,٢٧٣٤	۳٥	٤٠≥
٠,٧٧٣٤	٠,٢٧٣٤	٣٥	o₁≥
٠,٩٣٧ ٤	٠,١٦٤٠	Y 1	٦٠≥
٠,٩٩٢٠	٠,٠٥٤٦	٧	V ⋅ ≥
١,٠٠٠	٠,٠٠٨٠	١	۸٠≥
1	١	١٢٨	المجموع

¢





ويتضح من العرض الجدولي والبياني الملاحظات التالية:

- أ أن التكرار النسبي للفئة عبارة عن التكرار المطلق للفئة مقسوما على المجموع الكلي للتكرارات .
- ب- أن مجموع التكرارات النسبية يساوي الواحد الصحيح ، وهذه قاعدة
 لأى توزيع تكراري نسبي .
- جــ أن الأشكال الثلاثة متماثلة ، وأن محور التماثل يــ وازي المحـور الرأسي أي محور التكرارات النسبية ، كما أنه يقسم مساحة الشـكل عند المنتصف إلى قسمين متساويين في المساحة ، وأن كـل قسم يساوي ٥,٠ أو ٥٠% من مساحة الشــكل والتــي تسـاوي الواحـد الصحيح أو المجموع الكلي للتكرارات .
- ع عند رسم الأشكال الثلاثة قد اتبعت نفس الخطوات فى حالة التكرارات المطلقة .
 - ٧- القياس الإحصائي: (المثال محل الدراسة)

إذا تعاملنا مع بيانات التوزيع على أنها تكرارات نسبية فإنه يمكن القباس



الإحصائي للتوزيع كما يلي (سيكتفي بقياس المتوسط الحسابي والانحراف المعياري):

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

٧		التكرار النسبي أو	مراكز
س خ ح	س ح	الاحتمال الاحصائي (ح)	الفئات (س)
٠,٢	•,• • •	٠,٠٠٨٠	٥
17,710	۰,۸۱۹	٠,٠٥٤٦	10
1.7,0	٤,١	٠,١٦٤٠	70
445,910	9,079	٠,٢٧٣٤	40
004,740	17,8.8	٠,٢٧٣٤	20
٤٩٦,١٠٠	9,.7.	٠,١٦٤٠	ફ ૦
74.770	7,057	٠,٠٥٤٦	70
٤٥,٠٠٠	٠٠٢٠٠	٠,٠٠٨٠	Yo
1770,47	٤٠	١	المجموع

المتوسط الحسابي (
$$\overline{U}$$
) = $\frac{1}{2}$

الاحتمالي

$$\frac{7}{2} \frac{2 w + \frac{1}{2}}{2 + \frac{1}{2}} = \frac{2 w + \frac{1}{2}}{2$$



التوزيع الاحتمالي .

17.. - 1770,77 =

.: ع

140,44

140 =

14,444 =

٠. ع

وهذه هي نفس النتائج في حالة التكرارات المطلقة .

الغصل الثاني

دوال التوزيع الطبيعي

أولا : دالة التوزيع الطبيعي :

١ - الشكل الرياضي للدالة .

٢-استخدام الدالة في إيجاد التوزيع.

٣-القياس الإحصائي للتوزيع الناتج .

٤-خصائص التوزيع الناتج .

ثانيا : دانة التهزيع الطبيعي المعياري :

١- الشكل الرياضي للدالة .

٢-استخدام الدالة في إيجاد التوزيع.

٣-القياس الإحصائي للتوزيع الناتج .

٤-خصائص التوزيع الناتج .

ثالثا : دالة كثافة التوزيع الطبيعي المعياري :

•

١-الشكل الرياضي للدالة .

٢-استخدام الدالة في إيجاد كثافة التوزيع (الاجتمال الإحصائي)

٣-جدول توزيع (ى)

12.0

;;

أولا : دالة التوزيع الطبيعي :

١ – الشكل الرياضي للدالة:

حيث

س : متغير إحصائي يتبع توزيع طبيعي .

د (س) : الارتفاع التكراري النسبي لقيم المتغير س.

س : المتوسط الحسابي .

ع: الانحراف المعياري.

ط: النسبة التقريبية (٣,١٤١٦)

هـ : اللوغاريتم الطبيعي (٢,٧١٨)

٢ - استخدام الدالة في إبحاد التوزيع:

تفيد دالة التوزيع الطبيعي في أنه يمكن استخدامها في إيجاد التوزيع التكراري لمتغير إحصائي (س) يتبع توزيع طبيعي إذا علم عنه متوسطه الحسابي وانحرافه المعياري . وعلى ذلك إذا ما تهم اعتبار أن



المتغير الإحصائي (س) عبارة عن مراكز الفئات في المثال محل الدراسة أي ٥، ١٥، ٢٥، ٣٥، ٥٥، ٥٥، ٥٥ فإنه يمكن باستخدام هذه الدالة إيجاد التوزيع التكراري لهذا المتغير طالما معلوم أن متوسطه الحسابي ٤٠، وانحرافه المعياري ١٣,٢٢٨ ويتطلب ذلك تكوين الجدول الإحصائي اللازم التالي والذي يلاحظ عليه ما يلي:

أ- أن التوزيع التكراري الناتج من الدالة يشبه لحد كبير التوزيع التكواري للبيانات الأصلية .

- ب أن مجموع د (س) يساوي ٠٠١ .
- ج أن د (س) × ۱۰: هو الارتفاع النسبي للمفردة س باعتبارها مركز الفئة مضروبا في طول الفئة ۱۰ والناتج هو التكرار النسبي للفئة ومجموعه يساوي الواحد الصحيح، وهذا يتفق مع خاصية أن مجموع التكرارات النسنية لأي توزيع تكراري يساوى الواحد الصحيح.

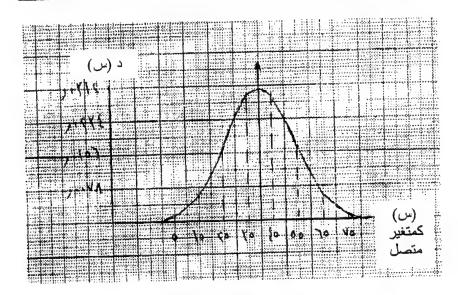


تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

د(س) ۱۲۸×۱۰	د(س) ۱۰×	· (w) - × - (w) - (w) 2	ښ
1,107	٠,٠٠٩	·,···٩ - 1770 7, ٧١٨ × ·,·٣٠٢ - (0) 2	٥
7,077	٠,٠٥١	·,····································	10
7.,707	•,109	·,·109 - 107 × ·,· 7 × ·,· 7 (10) 2	Y0
T0,97A	٠,٢٨١	·,· ۲۸۱ - 1 × ·,· ۲۰۲ - (۲0) 3	٣٥
ro,97A	٠,٢٨١	٠,٠٢٨١ =	£0
7.,707	٠,١٥٩	- ۹۵٬۰۱۰	00
7,07A	.,.01	.,	٦٥
1,107	.,9	•,•• 4 =	۷e
١٢٨	١	•,) =	المجموع



التوزيع التكراري باستخدام دالة التوزيع الطبيعي					التوزيع التكرازى الأصلى					
تكرار متجمع صاعد			تكرار	تكرار	تكرار متجمع صاعد			تكراو	تكرار	المفئات
	مطلق	2	تسپی	مطلق	ئسبى	مطلق	≥.	نسبی	مطلق	
.,4	1.107	۱۰≥		1,197	٠٨٠٠,٠	١.	۱۰≥	.,	١	1
	٧,5٨٠	₹•≥	31	۸۲۵,۲	.,.787	٨	۲۰≥	.,.ə६٦	٧	7 1.
.,414	14,.41	۲۰≥	.,104	7.,707	.,٣٢٦٦	7.4	۲۰≥	.,174.	**	۳ ۲.
.,3	78,	≤٠٤	۱۸۲,۰	T0,47A	.,	7.6	٤٠≥	.,7774	٣0	£ 1 - T 1
۸۷۷.۰	44,454	ے ، ہ	.,۲۸۱	¥0,47A	٧٧٣٤	44	≥ ۰۰	., 7776	70	s £.
.,46.	14.,44.	۲۰≥	.,109	1.,701	.,477£	۱۲.	₹+ ≥	.,174.	*1	7 3.
.,441	177,868	۷۰≥	٠,٠٥١	7,014	.,444.	177	v · ≥	1,1967	٧	v 3.
v,	۱۲۸,۰۰۰	۸۰≥		1,101	١,	171	۸۰≥		,	۸٠ - ٧٠
1	1	1	,	178	1	1	1	,	174	المجموع



منحنى دانة التوزيع انطبيعي



توزيع تكراري يساوي الواحد .

- ع أن د (س) × ۱۰ × ۱۲۸ : هو التكرار النسبي للفئة مضروبا فـــــى مجموع التكرارات المطلقة والناتج هو التكرار المطلق للفئة .
- هـ أن منحنى الدالة وهو منحنى طبيعي يشبه لحـــد كبـير المنحنــى الطبيعى للبيانات الأصلية .

٣- القياس الإحصائي للتوزيع الناتج:

يتحقق هذا القياس بتكوين الجدول الإحصائي السلازم التسالي تسم قياس كل من النزعة المركزية ، والتشتت ، والالتواء ، والتفرطح .

الجدول الإحصائي اللازم:

ı.	ح' ك	ح" ك	ح' ك	ح ك		د(س) ×۱۰ (ك)	1	الفنات
	177877.	:9797-	1811,7	٤٠,٣٢٠-	70 -	1,107	٥	1
3	Y00	1.7	٤٠٨٠,٠	177,7.~	70-	۸۲۵,۶	10 "	۲۰-۱،
	1.8.88.	ጎ ለጚለለ	£0V9,Y	T.0,7X-	10-	70,727	۳۵	۳۰-۲۰
'	. 17577	2 2 9 7 -	· A44,Y	144,86-	o	40,41 8	۳٥	٤٠-٣٠
	***	1193	7, FPA	174,88	0 .	47,971	٤٥	0{.
	1.7.77.	*****	1079,7	۳۰٥,۲۸	10	Y+, TOY .	00	7:-0.
	You	1.7	٤٠٨٠.٠٠	177,7.	70	٦,٥٢٨	٠٠ ٥٠	·V·-7•
	177877.	19797	1111,7	٤٠,٣٢٠	٣٥	1,107	٧٥	۸۷.
	1.778.6.	صقر	Y14W4,Y	صفر	صقر	۱۲۸	/	المجموع



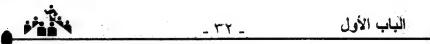
* قياس النزعة المركزية باستخدام الوسط الحسابي:

ن. المتوسط الحسابي = ٤٠

* قياس التشتت باستخدام التباين (ع) ، والانحراف المعياري (ع) :

$$\frac{\sqrt{25}}{25} = \frac{25}{25} = \frac$$

* قياس الالتواء والتفرطح باستخدام العزوم :

العزم الثالث (مم) =
$$\frac{2}{2}$$
 - $\frac{2}{2}$


$$\frac{-\frac{1\cdot777\cdot5\cdot}{1\cdot74}}{1\cdot74} \times \frac{-\frac{-1}{1\cdot74}}{1\cdot74} \times \frac{-\frac{1}{1\cdot74}\cdot5\cdot5}{1\cdot74} \times \frac{-\frac{1}{1\cdot74}\cdot5\cdot5}{1\cdot74}$$

$$+ 7 \times \frac{\text{mid}}{170} \times \frac{7,97977}{170} \times 7 +$$

معامل الالتواء
$$=\frac{-uiv}{(171,7945)^7}$$
 = صفر.

$$\Upsilon \approx \Upsilon, \Lambda \Psi \circ \Upsilon = \frac{\Lambda \Upsilon \Psi \circ \circ}{(1 \vee 1, \Upsilon \circ \Lambda)} = \Upsilon \circ \Upsilon$$
. معامل التفرطح

خصائص التوزيع الناتج:

متوسطه الحسابي يساوي ٤٠، وتباينه يساوي ١٧١,٤ ومعامل التواءه يساوي الصفر ، ومعامل تفرطحه يساوى ٢,٨٣٥٦ ، لذلك فهو توزيع يشبه لحد كبير التوزيع الأصلي .



ثانيا : دالة التوزيع الطبيعي المعياري :

١ - الشكل الرياضي للدالة:

حيث :

- ع : هي الدرجة المعيارية المناظرة للقيم الأصلية للمتغير الإحصائي
 الذي يتبع توزيع طبيعي .
 - د (ى) -: الارتفاع المعياري .
 - ط : النسبة التقريبية .
 - هـ : اللوغاريتم الطبيعي .



٧- استخدام الدالة في إيجاد التوزيع:

تفيد دالة التوزيع الطبيعي المعياري في أنه يمكن استخدامها في البجاد التوزيع الطبيعي المعياري لمتغير إحصائي (ي) يتبع توزيع طبيعي معياري ، وعلى ذلك إذا ما تم اعتبار أن المتغير الإحصائي (س) والذي يأخذ القيم ٥ ، ١٥ ، ٢٥ ، ٥٥ ، ٥٥ ، ٥٥ ، ٥٥ قد أخذ الدرجات المعيارية المناظرة أي – ٢,٦٤٥٥ ، - ١,١٣٣٨ ، - ١,١٣٣٨ ، - ١,١٣٧٧٩ فإنه يمكن باستخدام هذه الدالة إيجاد التوزيع الطبيعي المعياري لهذا المتغير ، وهذا ينظلب تكوين الجدول الإحصائي اللازم التالي والذي يلاحظ عليه ما يلي:



تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

	ك النسبى ×١٢٨	د(ی)÷ع×۱۰۰		٠(ي) - المرا	د (ی) د	w.
	(ك المطلق)	(ك النسبي)		٣٢ ٢٠		
	1,107	٠,٠٠٩١	.,.171 -	- (٢,٦٤٥٥-) =	7,7500-	c
	٦,٥٢٨	٠,٠٥٠٦	.,.171 -	د(-۶۹۸۸٬۱) -	1,8897-	10
	7.,707	٠,١٥٨٦	•,•119 —	- (١,١٣٣٨-)2	1,1884-	70
	T0,97A	۸۰۸۲,۰	- AP+Y,+	- (·,٣٧٧٩-)¿	•,٣٧٧٩-	٣٥
	T0,97A	٠,٢٨٠٨	·,٣٧١٤ =	- (٠,٣٧٧٩) -	•,٣٧٧٩	£0
	1.,701	FA01,•	- 3 / 77,	- (١,١٣٣٨) ٥	1,1778	00
	7,678	٠,٠٥٠٦	٠,٢٠٩٨ -	د(۲۹۸۸٫۱) -	١,٨٨٩٦	٦٥
-	1,107	۰,۰۰۹۱	.,.171 -	د (ده۱۶,۲) -	Y,7100	٧٥
	١٢٨	. 1	1,777,		صفر	المجموع



* أن ى : هي الدرجة المعيارية المقابلة لمركز الفئة ، فمثلا مركز الفئـــة

١٥ درجته المعيارية هي :

$$1, \lambda \lambda 97 - = \frac{70 - 1}{3} = \frac{10 - 10}{17, 17 \lambda \lambda} = \frac{10}{3} = 0$$

* أن د (ى) : هو الارتفاع المعياري النسبي لمركز الفئة بالدرجة

المعيارية ، فمثلا مركز الفئة بالدرجة المعيارية

(-۱,۸۸۹٦) ارتفاعه المعياري النسبي هو:

$$.,. \forall \forall q = \frac{1}{0.99.7} = \frac{1}{0.99.7} \times ., \forall q \land q = (1.00.000)$$

- * ك النسبى : هو التكرار النسبى ويتأتى من قسمة د (ى) ÷ الانحــراف السبى المعياري (ع) ثم ضرب الناتج × طول الفئة (١٠) .
- * ك المطلق : هو التكرار المطلق ويتأتى من ضرب التكرار النسبي فـــى مجموع التكرار المطلق .
- * أن مجموع التكرار النسبي يساوى الواحد الصحيح ، وأن مجموع التكرارات المطلقة يساوى مجموع مفردات المتجمع الإحصائي محلل الدراسة وهو ١٢٨ .



* أنه إذا قسم د (ى) أي الارتفاع المعياري على الانحراف المعياري (ع) لكان الناتج هو الارتفاع النسبي بالقيم الأصلية أى أن:

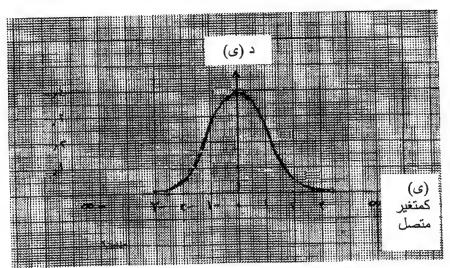
$$\bullet, 1 = \frac{1, \text{TYTA}}{2} = \frac{2}{5}$$

وبالطبع كما سبق إيضاحه إذا ضرب الارتفاع النسبي بالقيم الأصلية في طول الفئة (١٠ في مثالنا) لكان الناتج هو التكرار النسبي أي أن: 1. × ١٠ = ١ وهو مجموع التكرار النسبي للتوزيع التكراري .

- * أن التوزيع التكراري الناتج يشبه لحد كبير التوزيع التكراري الأصلى . و يتضح ذلك من الجدول التالى .
- * أن محور تماثل المنحنى الطبيعي المعياري ينطبق على المحور الرأسي.



ىق	التوزيع التكراري باستخدام دالة التوزيع الطبيعي المعياري					التوزيع التكراري الأصلي					
		تكرار متجمع ه		تكرار	تكرار	تكرار متجمع صاعد		تکر	تكرار	تكرار	الغثات
5	نسر	مطلق	2	نسپی	مطلق	تسپي	مطلق	≥	نسبى	مطلق	
1.,.	. 91	1,104	١٠≥	٠,٠٠٩١	1.107	٠,٠٠٨٠	١	1 ・ ≥	٠,٠٠٨٠	,	1
.,.	٥٩٧	۷,۳۸۰	۲۰≥	٠,٠٥٠١	٦,0 ٢٨	.,.777	٨	۲۰≥	.,.017	٧	4 1.
٠.٢	۱۸۳	7477	۲۰≥	۲۸۹۱,۰	71,707	.,٣٢٦٦	44	ح ۳۰	.,171.	71	Y Y .
.,٤	441	71,	≤٠٤	., 4 % . %	T0,47A	.,	71	٤٠≥	٠,٢٧٣٤	40	٤٠ - ٣٠
	//44	44,44%	ے ۵۰	٠,٢٨٠٨	40,978	۰,۷۷۴٤	11	ہ، ≥	., ۲۷۳£	40	0 · - i ·
	4710	14.,44.	۲۰≥	۰,۱۵۸٦	70,707	.,4771	17.	1 ⋅ ≥	.,176.	*1	٦٠ - ٥٠
.,	4841	177,818	۷۰≥	۰,۰۵۰٦	٦,٥٢٨	.,497.	177	۷۰≥	٠,٠٥٤٦	٧	v v.
.,	4444	174,	۸۰≥	.,91	1,107	1,	144	∠ ۸۰	٠,٠٠٨٠	,	۸٠ - ٧٠
	1	1	1	١	174	1	/_	1	١	144	المجموع



منحنى دالة التوزيع الطبيعي المعياري



٣- القياس الإحصائي للتوزيع الناتج:

الجدول الإحصائي اللازم:

ى' ك	ی کے	ی ا ك	ی ك	التكرارات النَّسبَيةُ (ك)	مركز الفئة بالدرجة المعيارية (ى)
۰,۱۲۰۰	.,.٣0٤-	.,.1.81	.,٣١-	.,4	۳,٤٠١٤-
.,1107	.,\\\>-	٠,٠٦٣٧	.,. ۲٤١-	.,91	7,7100-
٠,٦٤٥١	- ۱۱۶۳, ۰	٠,١٨٠٧	-۱۰۹۵۱	1,1017	1,4497-
.,۲771	.,۲۳۱۲-	٠,٧٠٣٩	۰,۱۷۹۸-	٠,١٥٨٦	1,1881-
.,0	.,.104-	.,	.,1.71-	٠,٢٨٠٨	.,٣٧٧٩-
.,	.,.104	.,	٠,١٠٦١	٠,٢٨٠٨	۰,۳۷۷۹
.,7771	٠,٢٣١٢	.,٢.٣٩	٠,١٧٩٨	٠,١٥٨٦	1,1888
.,7101	.,٣٤\٤	٠,١٨٠٧	.,1407	٠,٠٥٠٦	1,8897
.,110	۵۸۶۲,۰	٠,٠٦٣٧	٠,٠٧٤١	.,	7,7500.
.,17.0	٠,٠٣٥,١	4,51.6	.,٣١	.,	W,£+1£
٣	صفر	١	مقر	١	مىقر



* قياس النزعة المركزية باستخدام الوسط الحسابي (س):

* قياس التشتت باستخدام التباين (ع) والانحراف المعياري (ع):

1 =

∴ع = ۱

* قَيْاس الالتواء والتفرطح باستخدام العزوم :

$$\left(\frac{1}{\sqrt{1 + \sqrt{1 + + + \sqrt{1 + + + \sqrt{1 + + \sqrt{1 + + + \sqrt{1 + + + \sqrt{1 + + + \sqrt{1 + + + + \t$$

$$= \frac{\phi \dot{\phi}}{1} \times Y + \frac{1}{1} \times \frac{\phi \dot{\phi}}{1} \times Y = \phi \dot{\phi}$$

$$\frac{r^{7} \rho}{r^{7} \rho} = \frac{r^{7} \rho}{r^{7} \rho}$$

٤- خصائص التوزيع الناتج:

أ- هو توزيع متوسطه الحسابي يساوي الصفر وتباينه يساوي الواحد الصحيح، ومعامل التواءه يساوي الصفر ومعامل تفرطحه يساوي بواب ب أن التوزيع الطبيعي المعياري أقل تشتتا (أكثر تجانسا) من التوزيع الطبيعي ومن التوزيع التكراري المعتدل ، ولذلك فهو يشبه الناقوس جـ- أن أقصي ارتفاع معياري يبلغ ٩٨٩، ويقع عند المتوسط الحسابي الصفر ، كما أن الارتفاعات المعيارية الأخرى تتوزع حول الأقصى ارتفاع معياري هذا يصوره متماثلة ، وتوجد جداول خاصة تبين الارتفاعات المعيارية المناظرة للدرجات المعيارية وذلك بدلا من إيجادها عن طريق دالة التوزيع الطبيعي المعياري ، ويتصفح هذه الجداول فيما يلي :



جدول توزيع الارتفاعات المعيارية للتوزيع الطبيعي المعياري:

Γ	د (ی)	ی	د (ی)	ى	د (ی)	ى	د (ی)	ی	
F	.,۲٤.	٣,٢	٠,٢٦٦٠٩	٠,٩	۳۷۹٤۲,۰	٧,٤-	٠,٠٠٠٤	۳,۷-	
		٣.٣	1,71197	١,٠	.,17177	۱,۳-	٠,٠٠٠٦	٣,٦-	
	.,۱۲	٣,٤	۵۸۷۱۲,۰	1.1	.,19£19	٦,٢-	٠,٠٠٠٩	۲,0-	
	.,9	٣,٥	.,19519	۲,۲	٥٨٧١٢,٠	1.1-	۰٫۰۰۱۲	٣,٤-	
	.,v	۳,۳-	·;1Y1TY	١,٣ .	-,45194	17.		·· r. r-	
	.,£	۳,۷	٠,١٤٩٧٣	١,٤	٠.٢٦٦٠٩	٠,٩-	٠,٠٠٢٤٠	٣,٢-	
			10971,	1,0	٠,٢٨٩٦٩	•,A=	٠,٠٠٣٠	4,1-	
			٠,١١٠٩٢	١,٦	۰,۳۱۲۲۰	۰,٧-	.,££.	۳,۰-	١
			.,.91.0	١,٧	.,٣٣٣٢٢	٠,٦-	۰,۰۰۵۹٥	۲,۹	
			۰,۰۷۸۹٥	١,٨	۷۰۲۵۳۰۰	٠,٥-	.,٧٩٢	۲,۸-	
			7505,	1,4	۰,۳٦٨٢٧	٠,٤-	13.1.57	۲,۷-	١
			.,.0799	۲,۰	۰,۳۸۱۳۹	-7,	٠,٠١٣٥٨	7,7-	
١			٠,٠٤٣٩٨	۲,۱	3.197,	-۲,٠	.,.1٧0٣	۲,0-	
			٧٤٥٢٠,٠	7.7	٠,٣٩٦٩٥	٠,١-	٠,٠٢٢٣٩	٧,٤-	
			٠,٠٢٨٣٣	۲,۳	1,79A9£		٠,٢٨٣٢	7,7-	۱
			٠,٠٢٢٣٩	3,7	.,٣٩٦٩٥	۰٫۱	٠,٠٣٥٤٧	7.7-	
			۰,۰۱۷۵۳	۲,٥	١٠,٣٩١٠٤	۲٫۰	٨,٤٣٩٨	۲,۱-	
			.,.1804	7,7	۴۳۸۱۳۹.	٠,٣.	٠,٠٥٣٩٩	۲,۰-	
			73.1.,.	۲,۷	٠,٣٦٨٢٧	٤,٤	٠,٦٥٦٢	1,9-	
j			.,	۸,۲	۰٫٣٥٢٠٧	٥,٥	۰,۰۷۸۹٥	١,٨-	
			.,090	۲,۹	٠,٢٣٣٢٢	٠,٦	.,.95.0	١,٧-	
			.,	٣,٠	٥٢٢١٦٠٠	٧٫٠	١١١٠٠٩٢	١,٦-	
			.,٣٢.	۳,۱	٠,٣٨٩٦٩	۰,۸	.,17907	1,0-	-



ثالثا : دالة كثافة التوزيع الطبيعي المعياري :

١ - الشكل الرياضي للدالة:

دىث :

ح: الاحتمال الإحصائي (التكرار النسبي)

 $^{\circ}$: التكامل لدالة التوزيع الطبيعي المعياري للفترة – ∞ ، ى

ولما كان منحنى دالة التوزيع الطبيعي المعياري عبارة عن منحنى أسلى فإن إجراء التكامل كدالة هذا المنحنى أمر يخلرج عن نطاقه كتب الإحصاء ، لذلك توجد جداول خاصة لإيجاد قيمة الاحتمال الإحصاء للمتغير (ى) خلال الفترة المعيارية $[-\infty, \infty]$ وهندا منا يوضحه

الجدول التالي ويعرف بجدول توزيع (ى):

توزيع كثافة دالة التوزيع الطبيعي المعياري

[ً] يجرى التكامل لإجاد المساحة انحصورة بين منحني وضبع أي منحني الثالة والمحور الأفقي وذلك فترة ع-١٠٨٨لي انحور الأفقي

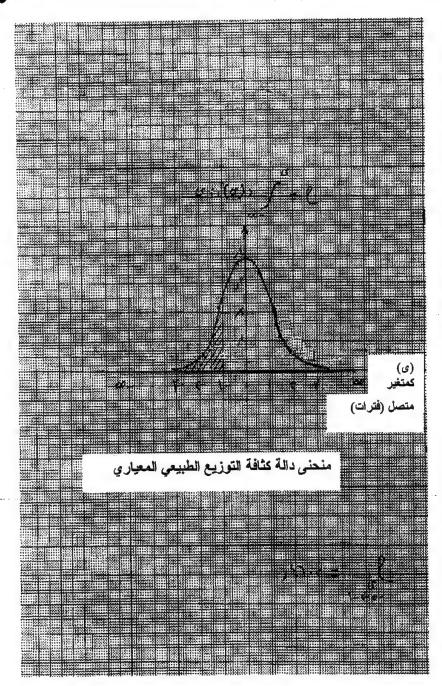


	، - (ی) . ء ی	$\int = 0$	2	
	- %	1		
∞ -	<u>r- r- 1-</u>	. 1 7	\sum_{r}^{∞}	ی

جدول توزیع ی

٦	ی	ح	ی	ح	ی	ح	ي
۰,٩٩٩٣	٣,٢	٠,٨١٥٩	٠,٩	٠,٠٨٠٨	١,٤-	٠,٠٠٠)	۳,۷-
.,9990	٣.٣	٠,٨٤١٣	١,٠	٠,٠٩٦٨	۱,۳-	٠,٠٠٠٢	۳,٦-
.,999٧	٣,٤	٠,٨٦٤٣	1.1	١١٥١,٠	۱,۲-	٠,٠٠٠٢	٣,٥-
٠,٩٩٩٨	۳,٥	٠,٨٨٤٩	١,٢	.,1507	1.1-	٠,٠٠٠٣	٣,٤-
٠,٩٩٩٨	۳,٦ -	٠,٩٠٣٢	١,٣	.,1044	١,٠-	.,	٣.٣-
.,9999	۳,۷	9197	١,٤	٠,١٨٤١	٠,٩-	٠,٠٠٠٧	٣,٢-
1,	∞	۰,۹۳۳۲	١,٥	٠,٢١١٩	۰,۸–	٠,٠٠١٠	۳,۱-
		.,9807	١,٦	.,727.	• , Y-	.,18	٣,٠-
		.,9008	1,7	۰,۲۷٤۳	-۲,۰	1,119	۲,۹-
		1,9781	154	۰,۳۰۸٥	1.,0-	.,	۲,۸–
		٠,٩٧١٣	١,٩	1337,1	٠,٤-	.,۲٥	۲,۷-
	ļ	۰,۹۷۷۲	۲,٠	۰,۳۸۲۱	-٣,٠	٠,٠٠٤٧	۲,٦-
		۱۶۸۲۱	۲,۱	۰٫٤٢٠٧	٠,٢-	1.,77	7.0-
	1	٠,٩٨٦١	7.7	٠,٤٦٠٢	1.,1-	٠,٠٠٨٢	۲,٤-
		٠,٩٨٩٣	۲,۳	.,0	صفر ا	.,.1.4	7,4-
		٠,٩٩١٨	۲,٤	٠,٥٣٩٨	١,١	١٩٢٩،	7.7
		.,9974	7,0	۰,٥٧٩٣	۲,٠	٠,١٧٩	۲,۱-
		.,4908	۲,۲	۰,٦١٧٩	٧,٣	٠,٠٢٢٨	۲,۰-
		.,9970	۲,۷	٠,٦٥٥٤	٤,٠	٠,٠٢٨٧	1,9-
		.,9970	۲,۸	1,7910	1.,0	.,. ٣09	١,٨-
		٠,٩٩٨١	۲,۹	.,٧٢٥٧	٠,٦	٠,٤٤٦	١,٧-
1		•,99,4	٣,٠	٠,٧٥٨٠	٠,٧	٠,٠٥٤٨	1,7-
		٠,٩٩٩٠	٣,١	٠,٧٨٨١	١,٨	٠,٠٦٦٨	1,0-





ملاحظات:

١-أن منحنى دالة كثافة التوزيع الطبيعي المعياري يشبه منحنى دالة التوزيع الطبيعي المعياري .

Y-أن منحنى دالة الكثافة يبين المساحة تحت المنحنى أي التوزيع التكراري النسبي أي الاحتمال الإحصائي ، فمثلا الاحتمال الإحصائي (ح) للمتغير (ى) خلال الفترة $[-\infty, -1]$ يساوى $[-\infty, -1]$ يساوى $[-\infty, -1]$ يساوى $[-\infty, -1]$ يساوى $[-\infty, -1]$

٣-الأمثلة التالية توضح كيفية إيجاد المساحة تحت المندني في الحالات المختلفة للمتغير ي .

متـــال ١

أوجد المساحة تحت المتحنى الطبيعي المعياري للمتغير (ى) خيلاً الفترة $-\infty$, $-\infty$

الحسل

حي∞ ← ۲۰۰۰،۰

مئــال ٢

 $\pi, \circ - \infty$ ، ∞ ، فلال الفترة - ∞ ، $- \infty$ ، أوجد كثافة المتغير

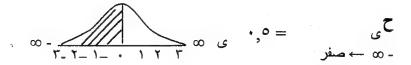
الحسل



متال

أوجد الإحتمال الإحصائي للمتغير (ى) خلال الفترة $-\infty$ ، صفر

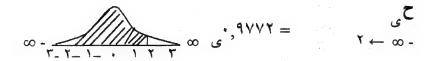
الحل



مثسال ٤

أوجد الاحتمال الإحصائي للمتغير (ى) خلال الفترة - ∞ ، ٢

الحسل

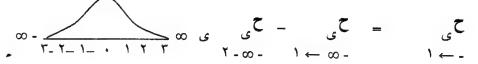




مثاله

اوجد الاحتمال الإحصائي للمتغير (ي) خلال الفترة - ٢ ، ١

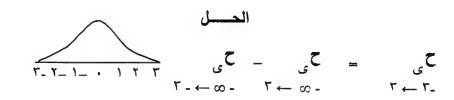
الحسل



.,1700 =

مئــال ٢

أوجد الاحتمال الإحصائي للمتغير (ى) خلال الفترة -٣، ٣



.,99V£ =

ملحوظة : ما قيمة المساحة الباقية وكيف تتوزع ؟



الفصل الثالث

تطبيقات

مثال : إذا كان توزيع درجات امتحان ١٠٠٠ طالب في مادة الإحصاء

يتبع توزيع طبيعي متوسطه ٥١ درجة وإنحرافه المعياري ٨ درجات .

، فالمطلوب:

أوجد عدد الطلبة الذين تتحصر درجاتهم بين ٤٥ ، ٧٠ درجة .

الحسل

نتبع الخطوات التالية:

١- تحويل الدرجات الطبيعية إلى درجات معيارية .

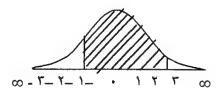
٢- استخدام منحنى دالة كثافة التوزيع الطبيعي المعياري وجدول
 توزيع ى فى إيجاد الاحتمال الإحصائي .

$$\frac{\overline{w} - \overline{w}}{3} = \frac{1}{3}$$

ن س = ۱۰ مفر
$$\frac{1-01}{\Lambda}$$
 = صفر $\frac{1}{\Lambda}$



$$0.00 - \frac{1}{20} = \frac{$$



حساب المساحة المظللة:

$$\sigma(\mathcal{S}_{-}, \mathcal{S}_{-}, \mathcal{S}_{-}) = \sigma(\mathcal{S}_{-}, \mathcal{S}_{$$

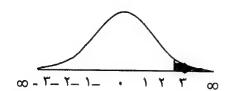
= ۲۲۰ طالی

مثال ٢: إذا كان توزيع أطول مجموعة كبيرة من الطلبة يتبع توزيع طبيعي متوسطه ٢٠ اسم، وانحرافه المعياري ٥سم، فالمطلوب أوجد احتمال الحصول على طالب طوله أطول من ١٧٥ سم.



الحسل

$$w = \frac{17.-100}{2} = \frac{17.-100}{2}$$



حساب المساحة المظلة:



أن الاحتمال الإحصائى هو ١٠٠٠، ويعنى أن كل ٢٦٩ طـالب يتم اختيار هم عشوائيا نتوقع أن نجد بينهم طالبا واحدا طوله ١٧٥ سمم أو أطول من ١٧٥سم.

- مثال ٣ : إذا كان توزيع درجات اختبار ٤٠٠ عامل في مجـــال الســياحة
- والفنادق يتبع توزيع معتدل متوسطه ٢٠ وانحرافه المعيدارى ١٠ . والمطلوب :

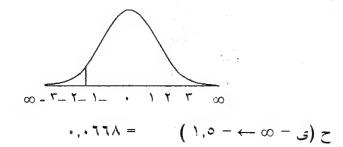
١-فى حالة تنظيم دورة تدريبية للعاملين الحاصلين على ٥٥ درجة فأقل فما عدد هؤلاء العاملين

٢-فى حالة توزيع شهادات استثمارية قيمة الشهادة ١٠٠ جنيه
 للعاملين الحاصلين على ٨٠ درجة فأكثر فما تكافة هذه
 الشهادات .

الحسل

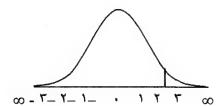
 $\frac{w-w}{2} = \frac{w-w}{2} = \frac{w$





$$\frac{w-w}{s} = \frac{w-w}{s}$$

$$Y = \frac{7 \cdot - \Lambda}{1} = 1$$
 since $X = \frac{1}{1}$



حساب المساحة المظلة:

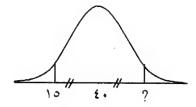
·,· YYA =



.. عدد هؤلاء العاملين = ١٠٠ × ٠٠٠٠ = ٩,١٢ = عامل

.. تكلفة شهادات الاستثمار = ١٠٠ × ١٠٠٠ - ١٠٠٠ جنيه

مثال ٤: الشكل البياني التالي هو توزيع تكراري معتدل لمجتمع إحصائي ما متوسطه ٤٠ درجة ، وانحرافه المعياري ١٢,٧٥٥ درجة .



والمطلوب:

١-أوجد قيمة الدرجة الطبيعية س عند علامة الاستفهام على المحور
 الأفقى .

٢-حول هذا التوزيع الطبيعي إلى توزيع معياري بالمعطيات

الموجودة مستعينا بالرسم البياني مرة أخرى .

-إذا علمت أن احتمال $\cdot \geq z \geq -$ 1,97 = 0,73% فأوجد التوزيع الاحتمالي لهذا التوزيع .



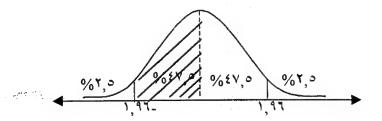
٤-إذا كان المجتمع الإحصائي هذا هو توزيع لمرتبات ٠٠٠
 عامل في شركة سياحية ، فما عدد العاملين الذين تتحصر مرتباتهم في الفترة (١٥ – ٤٠) .

٥-أوجد التوزيع التكراري لهذه المرتبات .

الحال

١ - قيمة س = ٦٥ درجة

٢ ، ٣ التوزيع الطبيعي المعياري وتوزيعه الإحتمالي :



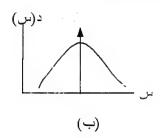
٤- عدد هؤلاء العاملين = ٥٠٠٤ % × ٠٠٠ = ١٩٠ عامل

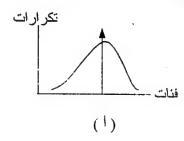
٥- التوزيع التكراري لهذه المرتبات:

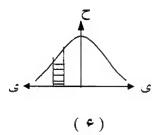
المجموع	(-70)	(20-5.)	(210)	(10-1)	فئات
٤٠	١.	19.	19.	١.	تكرارات

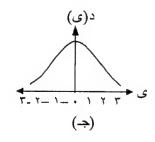
مثال ٥: الأشكال التالية هي لتوزيع طبيعي فما الفرق بينها ؟











الحـــل

(أ) توزيع طبيعي بالبيانات الأصلية

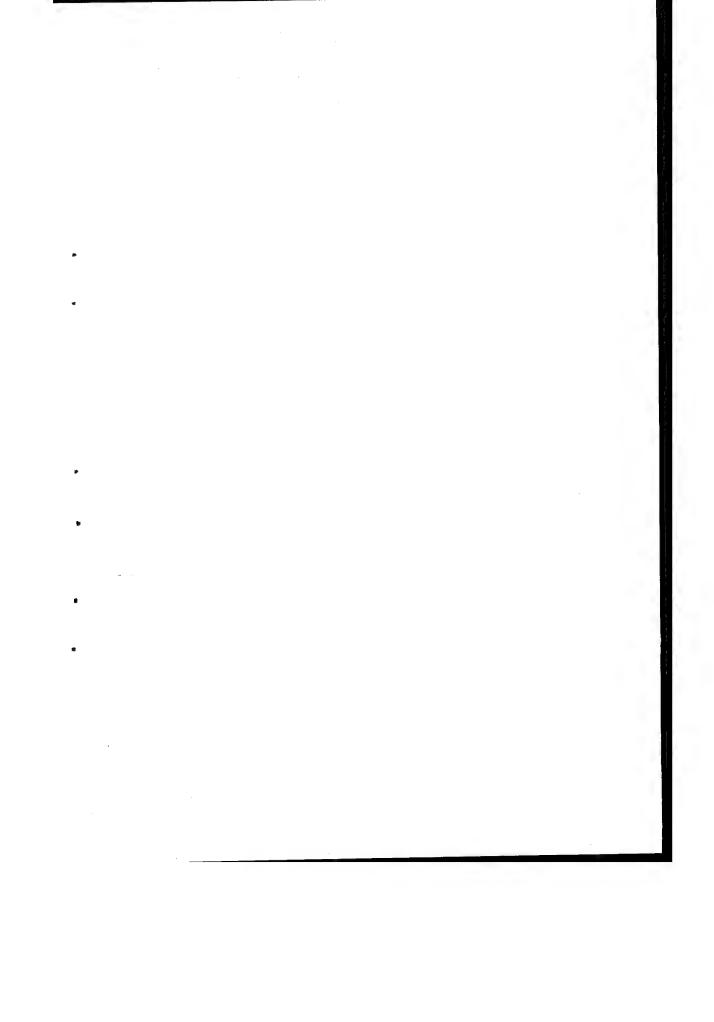
(جــ) توزيع طبيعي وفقا لدالة التوزيع الطبيعي المعياري

(ع) توزيع طبيعي وفقا لدالة كثافة التوزيع الطبيعي المعياري

$$\sigma = \int_{-\infty}^{\infty} c(s) \cdot s \cdot s \cdot s \cdot s$$

الباب الثانسي

التوزيعات العينية وتطبيقاتها



الباب الثاني

التوزيعات العينية وتطبيقاتها

يشتمل هذا الباب على الفصول التالية : -

تمهد:

الفصل الأول : توزيع متوسطات عينات المجتمع واستخدامه في تقدير \cdot (μ)

الفصل الثانى: توزيع نسب عينات المجتمع واستخدامه فى تقدير (B).

الفصل الثالث: توزيع متغير ذات الحدين (نجاح وفشل) واستخدامه في تقدير احتمال وقوع النجاح في المجتمع .



التمهيد:

يعبر المجتمع الإحصائي عن القيم الأصلية لمفردات المتغير الإحصائي محل الدراسة ، كما أنه الإطار الذي يضم كل العينات المكونة له ، فهو يمثل المجموعة الشاملة للموضوع محل الدراسة ، أما العينة فهي بعض مفردات المجتمع الإحصائي وتمثل مجموعة جزئية منه .

مثــال

مجتمع إحصائي يتكون من ٥ مفردات هي ٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨ ، ١٠ والمطلوب : حساب عدد العينات المكونة لهذا المجتمع إذا كان حجم العينة ٢ مفردة وذلك في حالة السحب مع عدم الإعادة وفي حالة السحب مع الإعادة .

الحـــل

في حالة السحب مع الإعادة (بإرجاع)

مجموع عدد عينات المجتمع = ن

[&]quot; يترتب على عملية السحب مع الإعادة أو عدم الإعادة ثبات أو عدم ثبات فراغ المحتمع وفى ذلك تأثير على تحديد بحموع عدد عينات المحتمع .



حيث:

ن: هي حجم المجتمع ، ن: هي حجم العينة .

.. مجموع عدد عينات المجتمع محل الدراسة = ٥ ١ = ٢٥ عينة

فى حالة السحب مع عدم الإعادة (بدون ارجاع)

مجموع عدد عينات المجتمع = نقر

.. aجموع عدد عینات المجتمع محل الدراسة = ${}^{\circ}$ ق $_{7}$ = $_{1}$. ($_{1}$

ويلاحظ على هذا المثال التمهيدى أنه إذا كانت المفردة في المجتمع يمكن اختيارها أكثر من مره في عملية إيجاد عينات المجتمع ، فإن المعاينة تسمى المعاينة بارجاع والمجتمع غير محدود ، أما إذا كانت

المفردة فى المجتمع لا يمكن اختيارها أكثر من مره فإن المعاينة تسمى . المعاينة بدون ارجاع والمجتمع محدود ، وسيتضح ذلك فى الأمثلة التما سترد فيما بعد .

ونظرية العينات هي دراسة العلاقة الموجودة بين المجتمع الإحصائي والعينات المسحوبة منه ، ولهذه النظرية أهمية كبيرة في كثير من الأمور ، فهي تفيد في تقدير معالم المجتمع مثيل متوسط المجتمع مثارات (لا) والنسبة في المجتمع (B) ، كما تفيد في اجراء اختبارات الفروق والتي لها أهميتها في نظرية اتخاذ القرارات .



الفعتل الأول

(μ) توزیع متوسطات عینات المجتمع واستخدامه فی تقدیر

يشتمل هذا الفصل على الآتى :

أولا: توزيع متوسطات عينات المجتمع .

ثانيا: الوصف الإحصائي للمجتمع باستخدام بياناته الأصلية وباستخدام

توزيع متوسطات عيناته .

ثالثًا: العلاقة بين معالم المجتمع ومعالم توزيع متوسطات عيناته.

رابعا: تقدیر متوسط المجتمع (μ) باستخدام متوسط عینه (س) تنتمـــی الیه .

خامسا : تقدير متوسط المجتمع (μ) إذا كان توزيع عيناته بدون ارجاع

سادسا : تقدير حجم العينة اللازم للاستدلال عــن المتوسط (μ) فــى

المجتمع .



أولا : توزيع متوسطات عينات الجتمع .

من مثال التمهيد

٧ , ٦ , ٥ , ٤ , ٣

{(1.1), (11), (11), (11), (11)

- . A , Y , 7 , 0 , £
- . 9 , A , Y , 7 , 0
 - {1. , 9 , A , Y , 7



. . التوزيع التكراري لمتوسطات عينات المجتمع :

التكرار (ك)	العلامات	س (كفئات)
١	/	۲
۲	//	٣
٣	///	
£	////	0
٥	MI	٦
£	////	٧
Y	///	٨
۲	//	٩
	1	١.
۲۰ -	1	المجموع

ويسمى هذا التوزيع بتوزيع متوسطات عينات المجتمع أو التوزيع العينك للمتوسط Sampling Distribution of the mean ولهذا التوزيع أهمية كبيرة في إحصاء العينات .



ثانيا : الوصف الإحصائي للمجتمع باستخدام بياناته الأصلية وباستخدام

توزيع متوسطات عيناته .

أ - باستخدام بياناته الأصلية :

من مثال التمهيد

 (μ) المتوسط الحسابي المجتمع : ويرمز σ^*

$$= \mu$$
 :

$$\tau = \frac{\tau}{0} = \frac{\tau + \lambda + \tau + \xi + \tau}{0} = \mu$$
.

 $(^{2}\sigma)$ تباین المجتمع : ویرمز له بالرمز *

$$\sqrt[4]{\frac{\omega + \omega}{\Box}} - \frac{\sqrt[4]{\omega + \omega}}{\Box} = \frac{\sqrt[4]{(\omega - \omega)} + \omega}{\Box} = \frac{2}{\sigma}$$

$${}^{\mathsf{Y}}\left(\begin{array}{c} {}^{\mathsf{Y}} {}^{\mathsf{Y}} \\ {}^{\mathsf{Q}} \end{array}\right) - \frac{1 \cdots + 3 \, \ell + 7 \, 3 + 1 \, 3 + \ell}{\sigma} = {}^{\mathsf{Q}} \sigma \quad \therefore$$

٣٦ - ٤٤ =

 σ الانحراف المعياري للمجتمع : ويرمز له *

$$rac{2}{\sigma} = \sigma \cdots$$

- * التواء مفردات المجتمع:
- ١٠ ، ٨ ، ٦ ، ٤ ، ٢ ٠٠ المفردات هي
 - $\tau = \mu \ldots$
- ، ٠٠٠ الوسيط = ٦ حيث هو قيمة المفردة التي تتوسط ترتيب قيم المفردات

$$\frac{\overline{w} - d}{3}$$

$$\frac{7-7}{7,\Lambda^m} = \frac{7-7}{1}$$

= صفر

وعليه فتوزيع مفردات المجتمع توزيع معتدل ، كما يمكن إثبات أن تفرطحه ≈٣.



ب- الوصف الإحصائي للمجتمع باستخدام توزيع متوسطات عيناته:

من بيانات المثال التمهيدي المطلوب: الوصف الإحصائي لتوزيع متوسطات عينات المجتمع.

الحسل

* المتوسط الحسابي لتوزيع متوسطات عينات المجتمع (ورمزه $\overline{\overline{U}}$)

الجدول الإحصائي اللازم:

<u>س</u> ۲ <u>ك</u>	<u>छ</u>	اق	U
٤	۲	١	۲
١٨	٦	۲	٣
٤٨	١٢	٣	£
١	۲.	٤	٥
١٨٠	۳,	0	٦
197	7.7	٤	٧
197	7 £	٣	٨
177	١٨	۲	٩
1	1.	١	١.
1	10.	70	المجموع



($\bar{z}^2 \sigma$ ورمزه ورمزه * التباین لتوزیع متوسطات عینات المجتمع (ورمزه $\bar{z}^2 \sigma$

$$\frac{\nabla \left(\frac{\exists \, \overline{\omega} \, \varphi}{\exists \, \varphi} \right) - \frac{\exists \, -^{\, \Upsilon} \, \overline{\omega} \, \varphi}{\exists \, \varphi} = \overline{\omega}^{\, 2} \sigma \quad \therefore}$$

 $(oldsymbol{\sigma}_{arpi})$ الانحراف المعياري لتوزيع متوسطات عينات المجتمع المعياري لتوزيع

$$\overline{\varphi}^2 \sigma = \varphi \sigma :$$

ويطلق على σ بالخطأ المعياري للمتوسط، ويستخدم الخطأ المعياري فى تقدير معالم المجتمع وفى اختبارات الفروق، وهذا ما سيتم التعسرض لسه تباعا .

 $^{=\}frac{1}{2} \left(\frac{1}{\sqrt{m}} - \frac{1}{\sqrt{m}} \right) \frac{1}{2}$ هو متوسط مجموع مربعات انحر افات متوسطات العينات عن متوسط المجتمع أى $=\frac{1}{2} \left(\frac{1}{m} - \frac{1}{m} \right) \frac{1}{m}$



* الالتواء والتفرطح لتوزيع متوسطات عينات المجتمع .

سوف نستخدم العزوم في قياس الالتواء والتفرطح لهذا التوزيع:

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

•	ح ٔ ك	ح ً ك	ح ؑ ك	ح ك	الله _ الله (ح)	نْ	س
•	707	٦٤-	١٦	ź-	٤-	١	۲
	١٦٢	0 ź-	١٨	٦-	٣-	۲	٣
	٤٨	Y £-	١٢	٦-	۲-	٣	٤
	£	٤-	٤	٤-	١-	٤	0
	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	٥	٦
3	٤	ź	٤	٤	· • •	٤	٧
	ź٨	۲ź	١٢	٦	۲	٣	λ
•	177	0 £	١٨	٦	٣	۲	٩
	707	٦٤	١٦	٤	ź	١	١.
•	9 2 .	صفر	١	صفر	صفر	40	المجموع

$$\frac{7}{2} = \frac{27}{2} = \frac{27}{2}$$

$$= \frac{27}{2} = \frac{27}{2}$$

$$= \frac{27}{2} = \frac{27}{2}$$

$$= \frac{10}{2}$$

= 3 و هو فعلا يساوى تباين التوزيع أي =



٣٧,٦ ==

معامل الالتواء =
$$\frac{a_{\gamma}^{\gamma}}{a_{\gamma}^{\gamma}}$$
 معامل الالتواء = $\frac{a_{\gamma}^{\gamma}}{a_{\gamma}^{\gamma}}$ = صفر

ولذلك فالتوزيع معتدل .

$$\pi \approx \frac{6}{17} = \frac{7,77}{17} = \frac{6}{17}$$
 اي π



وإذا استخدمنا المعادلة المعيارية على هذا التوزيع سنجد:

$$\gamma = -\frac{\sigma}{2\sigma}$$
 , $\gamma = -\frac{2\sigma}{2\sigma}$

معامل الالتواء = صفر ، معامل التفرطح = ٣

وإذا قمنا بتوزيع المساحة تحت المنحنى المعياري لتوزيع متوسطات عينات المجتمع سنجد أنه يتبع توزيع ى ومن ثم يمكن استخدام جدرل توزيع ى في معرفة الخصائص النسبية أو الاحتمالية لتوزيع متوسطات عينات المجتمع.

ثالثًا : العلاقة بين معالم المجتمع ومعالم توزيع متوسطات عيناته :

متـــال

من بيانات المثال السابق المطلوب : ادرس العلاقة بين معالم المجتمع $(\sigma, \overline{\sigma}, \overline{\sigma}, \overline{\sigma}, \overline{\sigma})$ ومعالم وزيع متوسطات عيناته $(\sigma, \overline{\sigma}, \overline{\sigma}, \overline{\sigma}, \overline{\mu})$

الحسال

 $: \overline{\overline{\overline{w}}}, \mu$ أ – العلاقة بين



الدراسة $\overline{\overline{w}}$ ، $\overline{\overline{w}}$ ، $\overline{\overline{w}}$ ، $\overline{\overline{w}}$. $\overline{\overline{w}}$

$$= \mu$$
 :

أي أن متوسط المجتمع = متوسط متوسطات عيناته وهذه قاعدة

$$\sigma^2$$
: σ^2 ، σ^2 بناعلاقة بين

ن حل المثال محل الدراسة
$$\Lambda = {}^2 \sigma$$
 ، $\Sigma = {}^2 \sigma$::

حيث ن هي حجم لعينة في عينات المجتمع
$$-\frac{2}{3}\sigma = -\frac{2}{3}\sigma$$
 ... وتساوى في مثالنا ٢.

أي أن تباين متوسطات عينات المجتمع = تباين المجتمع الأصلي مقسوم على حجم العينة ن وهذه قاعدة .

$$\frac{2\sigma}{\sigma} = \sigma^2 \sigma \qquad \therefore$$

وهذه قاعدة
$$\sigma$$
 = σ .:.



أي أن الخطأ المعياري للمتوسط = الانحراف المعياري للمجتمع . مقسوم على الجذر التربيعي لحجم العينة ن .

2 - أن توزيع متوسطات عينات المجتمع توزيع معتدل ، وأيضا توزيع المجتمع الأصلى توزيع معتدل ، وعليه إذا كان المجتمع الأصلى توزيع معتدل فإن توزيع متوسطات عينات المجتمع سيكون توزيع معتدل (وهذه قاعدة) .

هــ إذا كان توزيع المجتمع الأصلي توزيع غير معتدل فإن توزيع متوسطات عينات المجتمع سيكون توزيع غير معتدل وبالتالي لا يمكننا استخدام توزيع ى ، لكن إذا كبر حجم العينة ن وأصبح أكـبر من ٣٠ مفردة فإن توزيع متوسطات عينات المجتمع سيكون توزيع معتدل أو قريب منه .

فى مثالنا محل الدراسة كان حجم العينة ن يساوي ٢ وبالرغم من ذلك كان توزيع متوسطات عينات المجتمع توزيع معتدل ذلك لأن توزيع المجتمع الأصلي توزيع معتدل .



($\overline{\mathcal{U}}$) باستخدام متوسط عینة $(\overline{\mathcal{U}})$ باستخدام متوسط عینة $(\overline{\mathcal{U}})$:

إذا أردنا دراسة أوزان مجموعة من الطلبة وقمنا بسحب عينة من هذا المجتمع بطريقة عشوائية ، فإننا نحصل على متوسط لهذه العينة يبلغع ٧٥ سم مثلا ، وإذا سحبنا عينة ثانية لها نفسس الحجم ومسحوبة بنفس الطريقة فغالبا لا نجد أن متوسط العينة الجديدة مساويا لمتوسط العينة الأولى ، وهكذا إذا كررنا سحب العينة عدة مرات فإنه نادرا ما نحصل على متوسطات متساوية ، وهذا يجعلنا نتساءل كيف يمكن تقدير متوسط المجتمع من عينة تنتمى إليه معود هذا الأختلاف في متوسطات العينات المسحوبة منه وبنفس الطريقة وبنفس الحجم . وللاجابة على هذا التساؤل يستازم الأمر دراسة التوزيع التكراري لمتوسطات عينات المجتمع وهو الذي قد انتهينا من دراسته منذ قليل .

ولما كان التوزيع العينى للمتوسطات يأخذ شكل التوزيع



المعتدل أو شكلا قريبا منه ، فإنه يمكن الاستفادة من خواص التوزيع المعتدل في الحصول على تقدير لمتوسط المجتمع من متوسط أحدى عيناته (۱) حيث :

متوسط المجتمع (μ) يقع بين $\pi \pm \sigma$ متوسط المجتمع (μ) يقع بين $\pi \pm \sigma$ متوسط المجتمع (μ) متوسط المجتمع (μ) يقع بين $\pi \pm \sigma$ درجة نقه ٥٥٥٥%

ملاحظات:

- * من الأهمية بمكان ملاحظة أن $\sigma_{w} = \frac{\sigma}{|v|}$ ، وأنه يمكن السنبدال σ (الانحراف المعياري للمجتمع) بعد ع (الانحراف المعياري للمجتمع) بعد ع (الانحراف المعياري للعينة) إذا غالبا ما تكون σ غير معلومة ، وعملية الاستبدال هذه لا تؤدى إلى خطأ كبير طالما أن حجم العينة كبير .
 - * μ هي متوسط المجتمع ، μ هي متوسط العينة المسحوبة عشوائيان من هذا المجتمع .

^{(&#}x27;) وهنا يتضح أهمية دراسة العينات .



- * \pm " هي الفترة المعيارية من δ = " المقابلة للاحتمال δ . " المقابلة للاحتمال δ . " المقابلة من المعيارية المعيارية من المعيارية من المعيارية - * مي الخطأ المعياري للوسط الحسابي Standerd error of عيد الخطأ المعياري للوسط الحسابي mean ويتداوي المعياري الم
 - * س + ۳ مي هي الحد الأعلى للثقة ۳ م ۹۹٫۷
 - * س σ ۳ مي هي الحد الأدنى للثقة σ ۳ 9٩,٧
- * يسمى الحدين الأعلى و الأدنى بحدى الثقة Confidence Limits
 - * مدي الثّقة يساوي الحد الأعلى للثّقة ناقص الحد الأدنى للثّقة .

وعلى أية حال فإن التقدير لمتوسط المجتمع (μ) باستخدام متوسط عينة (μ) تتمي إليه – أو التقدير لأى معلمة أخرى – لا يكون تقدير اصحيحا بنسبة μ 0 ، بل هو حكم احتمالي على المجتمع قائم على أساس بيانات عينة مسحوبة منه ، وقد تصل درجة الثقة في هذا الحكم إلى 99,999% .

أمتنسه

مثاله ازا كان أطوال الطنبة بإحدى الكليات يتبع توزيع طبيعي تباينه باسم المعتمية عشوائية من هذا المجتمع حجمها ١٠٠ طالب، وتبين أن متوسط طول الطلبة في العينة هو ١٧٠ سم والمطلوب:

تقدير متوسط طول الطلبة في المجتمع (الكلية) بدرجة تقة 90% إذا علمت أن ي المقابلة تساوي ١,٩٦ .

لحسل

. عند درجة الثقة المعينة . σ × عند درجة الثقة المعينة .

$$\frac{\neg \neg \neg \lor}{\neg \lor \lor} = \frac{\sigma}{\neg \lor} = \sigma \xrightarrow{\neg \lor} \frac{\neg \lor}{\lor} \times \lor, 97 \pm \lor \lor \cdot = \mu :$$



μ ا ۱۳۲٫۸۷۲ سم بدرجة ثقه ۹۰ μ اسم بدرجة ثقه ۹۰ μ

أي أن متوسط المجتمع ينحصر بين هذين الطولين بدرجة تقه ٩٥% ، أي أن هناك نسبة خطأ ٥% أن يخرج متوسط المجتمع عن هذين الحدين

، مدى التقة = الحد الأعلى للثقة - الحد الأدنى للثقة

۲,۲۵۲ = ۱٦٨,۸۲٤ 171,177 =

مثال ٢ : إذا كان وزن الطلبة بإحدى الكليات يتبع توزيسع طبيعسي ، تسم سحب عينة عشوائية حجمها ٨١ طالب وتبين أن متوسط وزن الطلبة في العينة هو ٦٥ كجم بانحراف معياري ٧ كم والمطلوب: تقدير متوسط وزن الطلبة في المجتمع (الكلية) بدرجة تقة ٩٩%.

ملحوظة هامة : واضح أن ٥ للمجتمع غير معلومة وهنا يمكن استخدام ع للعينة حيث أن هذا التعويض لا يؤدى إلى خطأ كبير طالما أن حجم العينة > ٣٠٠.



eatr - 10.7 - 10.7

· درجة الثقة المطلوبة هي ٩٩% · . ى المقابلة = ٢,٥٧٦

ى σ عند درجة الثقة المعينة σ عند درجة الثقة المعينة σ

× 7,077 ± 70 =

Y ± 70 =

Y - 70 , Y + 70 =

کجم کجم کے $\mu \geq 7$ کجم ۲۷

أي أن متوسط وزن الطلبة في الكلية ينحصر بين ٦٧ ، ٦٣ كجم بدرجـــة ثقة ٩٩%

مثال ٣ : إذا كان متوسط الاتفاق اليومي لعينة من ٤ سائحين فرنسيين أقاموا في مصر أسبوع هو ٢٠، ٢٥ ، ٢٠ دولار في اليوم . والمطلوب : تقدير متوسط اتفاق السائح الفرنسي في اليوم بالدولار بدرجة تقة ٥٠%.



الحسل

$$Y \circ = \frac{Y \cdot Y \circ + Y \wedge + Y \vee}{\xi} = \overline{U} : \frac{\nabla}{U} = \overline{U} : \frac{\nabla}{U} = \overline{U} : \frac{\nabla}{U} : \frac{\nabla}{U} = \overline{U} : \frac{\nabla}{U} : \frac{\nabla}{U} = \overline{U} : \frac{\nabla}{U} : \frac{\nabla}{U} = \frac{\overline{U}}{U} : \frac{\nabla}{U} $

$$=\sqrt{\frac{1+(m-m)}{2}}$$
 ع = $\sqrt{\frac{1+(m-m)}{2}}$ إلا أننا نستخدم الانحراف المعياري المعدل ع= $\sqrt{\frac{1+(m-m)}{2}}$

ذلك لأننا عند حساب ع للمجتمع من عينه فإننا نحسب بج (س $-\overline{w}$) وليس بح (س μ) الأمر الذي يجعل ع متحيزه للمجتمع ما لم يتم القسمه على (ن μ) وتسمى بردجات الحرية .

$$\frac{1}{\sqrt{2}} = \sqrt{\frac{3+9+4\sqrt{7}}{\sqrt{7}}} = \sqrt{\frac{3+9+4\sqrt{7}}{\sqrt{7}}} = \sqrt{\frac{3+9+4\sqrt{7}}{7}} = \sqrt{\frac{3+9+4$$

$$_{\varpi}\sigma \times \dot{\omega} \pm \overline{\omega} = \mu \dot{\omega}$$

حيث: ت الجدولية عند مستوى معنوية ٠,٠٥ ودرجات حرية ٣ هـــى ،



 $0,77 \pm 70 = \mu$...

 ρ = cY + ρ , ρ , ρ + ρ + ρ

19,7% $\leq \mu \leq 7,77$

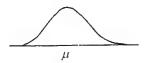
أي أن متوسط اتفاق السائح الفرنسى في اليــوم يــتراوح بيــن ١٩,٣٤ ، ٣٠,٦٦ دولار في اليوم بدرجة ثقة ٩٥% .

مثال ٤ : تقدم ٢٥٢ طالب بالسياحة والفنادق لامتحان أحد المواد ، أخد ت عينة عشوائية من أوراق الامتحان حجمها ٢٥ درجة إجابة ، وتبين أن متوسط درجات العينة هو ٢٤ درجة بانحراف معياري ١٥ درجة والمطلوب : تقدير متوسط المجتمع (درجات الطلبة جميعهم) بدرجة تقية ٥٠%.

الحال

ملحوظه هامة: لما كان حجم العينة أقل من ٣٠ مفرده فإن استخدام ع بدلا من ٥ سيؤدى إلى خطأ كبير لذلك يتم استخدام درجة معيارية جديدة بدلا من ى وهي ت بدرجات حرية (ن - ١)





ن عند درجة الثقه المنية σ ت \pm \overline{u} = μ .

$$\frac{\varepsilon}{\sqrt{2}} = \omega \sigma \frac{10}{\sqrt{2}} \times 7.75 \pm 75 =$$

وحيث ت الجدوليه عند مستوى معنوية٥٠٠٠٠ودرجات حرية ٢٤٠٦٤ ٢٠٠٢

 $^{\circ}$ درجة $^{\circ}$ بدرجة $^{\circ}$ ه $^{\circ}$ ه درجة $^{\circ}$ بدرجة $^{\circ}$

مثال ٥: عينة حجمها ٢٢٥ ومتوسطها الحسابي ٤٠ وانحرافها المعياري ١٥ والمطلوب : تقدير مدي الثقة لمتوسط المجتمع بدرجة ثقه ٩٩% ، إذا علمت أن ى الجدولية عند مستوى معنوية ١% تساوي ٢,٥٨ .

الحسل

بالرغم من عدم وجود σ للمجتمع فإنه يمكن اعتبار σ = σ نظر لك بر حجم σ .

ن الثقة المطلوب σ عند مستوى الثقة المطلوب π

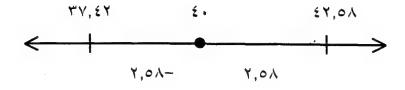
$$\frac{\xi}{\omega} \times Y, o\lambda \pm i = \mu$$
 ...

بدرجة ثقه ۹۹% بدرجة ثقه ۹۹%
$$\mu \leq 57,0$$

.. متوسط هذا المجتمع ينحصر بين حد أعلى للثقة وهو ٤٢,٥٨ ، وحد

أدنى للنقة وهو ٣٧,٤٢ .

$$Y,OA = \frac{YV, YY - YY, OA}{Y} = \frac{YO, YY - YY, OA}{Y}$$
 ... ILEE I l'all also
والحد الأدنى للخطأ المسموح به = صفر





\cdot خامسا : تقدير متوسط المجتمع (\mathcal{H}) إذا كان تهزيع عيناته بدون إرجاع

(١)تبين من مثال التمهيد أن العينات في هذه الحالة بلغ ١٠ عبنات وهي :

(٢) وعلى ذلك فمتوسطات هذه العينات هي :

۹ ، ۸

(٣) والتوزيع التكراري لهذه المتوسطات :

اق	العلامات	-
١	/	٣
١	/	٤
۲	//	٥
۲	//	٦
۲	//	٧
١	/	٨
1	/	9
1.	/	المجموع



(٤) والوصف الإحصائي للتوزيع:

س ۲ <u>ك</u>	س ك	শ্ৰ	J
9	٣	١	٣
١٦	٤	١	٤
0.	١.	۲	0
77	١٢	۲	٦
9.8	١٤	۲	٧
7.5	٨	١	λ
۸۱	٩	١	٩
٣٩.	٦.	١.	المجمو ع

$$\frac{\nabla \left(\frac{3 \overline{\omega} + \gamma}{3 + 2} \right)}{3 + 2} - \frac{3 \overline{\omega} + \gamma}{3 + 2} = \overline{\omega}^2 \sigma \quad \therefore \quad ,$$



(٥) العلاقة بين معالم التوزيع الناتج ومعالم مجتمعه الإحصائي :

$$\frac{\partial - \rho}{\partial - \rho} \times \frac{\nabla \sigma}{\partial - \rho} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\nabla \sigma}{\partial - \rho} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\nabla \sigma}{\partial - \rho} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\nabla \sigma}{\partial - \rho} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\nabla \sigma}{\partial - \rho} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\nabla \sigma}{\partial - \rho} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} = \frac{\partial^{2} \sigma}{\partial - \rho} \times \frac{\partial^{2} \sigma}$$

$$\frac{\neg \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot}{\neg \cdot \cdot \vee} / \times \frac{\sigma}{\neg \cdot \cdot \vee} = \sigma$$

(٦) مثال على التقدير في هذه الحالة:

مصنع ينتج مصابيح كهربائية ، بلغ إنتاجه إحدى الورديات مصنع ينتج مصابيح كهربائية ، بلغ إنتاجه إحدى الورديت المصباح ، سحبت منه عينة مكونة من $1 \cdot \cdot \cdot 1$ مصباح وأجريت عليها تجربة لمعرفة طول فترة إضاءتها (عمر المصباح) فوجد أن متوسط عمر المصباح في العينة $1 \cdot \cdot 1$ ساعة بانحراف معياري $1 \cdot \cdot 1$ ساعة، والمطلوب : تقدير المجتمع (μ) بدرجة تقة $9 \cdot 9$ %.



الحسل

$$_{\overline{\omega}}\sigma$$
 $_{\omega}$ $_{\pm}$ $\overline{\omega}$ = μ $:$

$$\frac{\overline{\upsilon - \rho}}{1 - \rho} / \times \frac{\sigma}{\overline{\upsilon}} \times \pm \overline{\upsilon} =$$

$$\frac{10}{1-100}$$
 /× $\frac{10}{100}$ × 1,97 ± 7... = μ ...

$$\cdot$$
, \land 9 \land \land 1, \bullet 1, \bullet 1, \bullet 1 \bullet 1 \bullet \bullet \bullet

.%9، بدرجة تقة ۹۵٪، ۱۰،۱۱٤ $\mu \leq 9$ ۹۸،۱٤

ومن الأهمية بيان ذكر أن التقدير يتأثر ب:

- حجم العينة: فإذا اختلف حجم العينة عن ٢٠٠ وليكن ١٠ مفردات فإن التقدير السابق سيختلف.



- ص : فإذا اختلف الانحراف المعياري لتوزيعات عيات المجتمع فإن التقدير السابق سيختلف .
 - -درجة النّقة : في اختلافها تأثير على التقدير .

متسال عسام

نفرض أن لدينا مجتمع مكون من خمسة أفراد ورمزنا لهم بالرموز أ، ب، ج.، ء، ه. وكانت أعمارهم بالترتيب كالتالى ٢١، ١٩، ١٩، ١٢، ١٧، ٢١ سنه، وأردنا أن نقدر المتوسط الحسابي لعمر الفرد في ذلك المجتمع باستخدام عينة عشوائية بسيطة مكونة من ٣ أفراد فماذا نفعل ؟

الحسال

أولا: وصف المجتمع باستخدام مفرداته الأصلية:

$$\frac{\varphi}{\nabla} = \mu$$

$$19 = \frac{90}{0} = \frac{19}{100} = \frac{19}{100} = \mu :$$

$$\frac{\nabla (\mu - \omega)}{2} = \sigma :$$

$$\frac{\frac{(19-77)+^{7}(19-17)+^{7}(19-17)+^{7}(19-19)+^{7}(19-19)+^{7}(19-71)}{6}}{} = \sigma :$$

تانيا : وصف المجتمع باستخدام عيناته :

ء ، ب جـ هـ ، ب ء هـ ، جـ ء هـ .

 $=\sigma$ ، الجدول الإحصائي اللازم لحساب

(ラー ブ)	(3 - 3)	ان	العينات
۰,۱۰۸۹	۰,۳۳-	۱۸,٦٧	ابج
صفر	صفر	19,	أبء
4,44,4	1,77	۲۰,٦٧	أ ب هـ
1,	١,٠٠-	۱۸,۰۰	أ جـ ء



٠,٤٤٨٩	٠,٦٧	19,77	ا جـ هـ
1,	١,٠٠	۲۰,۰۰	أء شـ
4,47,4	-47,1	17,77	ب جــ ء
صقر	صفر	19,00	ب جــ هــ
۰,۱۰۸۹	٠,٣٣	19,88	ب ء هــ
•, £ £ 1.9	۰,٦٧–	17,77	جـ ء هــ
<i>ለ</i> ,٦ ٩ ٣٤	صفر	19.	المجموع

$$19 = \frac{90}{6} = \frac{30}{5} = \frac{30}{5}$$

$$\cdot,977\dot{z}=\frac{1}{1} = \frac{1}{1} = \frac{1}$$

ثالثًا: العلاقات بين الوصفين:

$$19 = \overline{\overline{\omega}} = \mu$$



رابعا: التواء توزيع المجتمع وتوزيع عيناته:

* التواء المجتمع:

 $\mu = 10^{-1}$ الوسيط=1 حيث (۲۲،۲۱،۱۹،۱۷،۱۶)

= صفر

ن. توزيع المجتمع توزيع معتدل

* التواء التوزيع:

، : الوسيط = ١٩ حيث هو القيمة التي تتوسط قيم س بعد ترتيبها :

. 7 . 77 . 7 . 19,77

$$\frac{\overline{\overline{w}} - d}{3} = \frac{\overline{\overline{w}} - d}{3}$$

= صف



. توزيع عينات المجتمع توزيع معتدل

خامسا: عملية التقدير المطلوب:

(١) نفرض أننا سحبنا أحد عينات المجتمع وكانت هي العينة أب هـ أي ٢١ ، ١٩ ، ٢٢ وعلى ذلك فإحصاءات هذه العينة هي :

$$\frac{Y \cdot , Y \cdot = \frac{Y \cdot + Y \cdot +$$

(٢) إذا كانت ٥ معلومة:

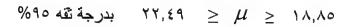
$$\frac{\overline{} - \overline{}}{1 - \overline{}} / \times \frac{\overline{}}{\overline{}} / \times \frac{\overline{}}{\overline{}} = \mu \quad :$$

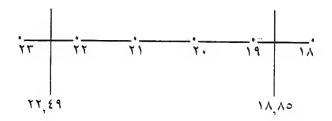
حيث السحب بدون ارجاع

= ۲۰,۲۷ ± ۲۰,۹۳ × ۹۳,۰ حیث درجة الثقة ۹۰%



1, 47 ± 7 €, 17 =





ولما كانت μ فعلا تساوى ١٩ إذاً فالتقدير هذا مقبولا عند درجة التقــة 0.00 .

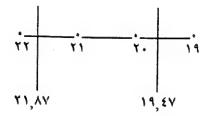
(٣) إذا كانت μ غير معلومة :

$$\frac{\partial - \nabla}{\partial - \nabla} / \times \frac{\xi}{\partial \nabla} = \mu \quad \therefore$$

$$\frac{1}{2} \times \frac{1,0700}{4} \times 1,97 \pm 7.77 =$$

$$Y1,AY \geq \mu \geq 19, \xi Y$$





ولما كانت لل فعلا تساوى ١٩ إذا فهذا التقدير غير مقبول عند درجة ثقة ٩٥% لكون خارج فترة الثقة ، وعلى ذلك فهذه العينة لا تصلح لتقدير متوسط المجتمع عند درجة ثقة ٩٥% فهى من العينات النادرة ، وسوف يتم تناول ذلك عند دراسة اختبارات الفروق فى الباب القادم .

وجدير بالإشارة إلى أنه إذا قمنا بهذا التقدير باستخدام ت بدلا من ى فإن التقدير سيكون أيضا غير مقبول ، الأمر الذى يجعل أن السبب فى فإن التقدير سيكون أيضا غير مقبول ، الأمر الذى يجعل أن السبب فى فإن التقدير حجم العينة ؟

(٤) تكبير حجم العينة:

نفرض أن حجم العينة يساوى ٤ مفردات .

.. عدد عينات المجتمع = "ق، = ٥ عينات وهي :



أب جـ ء، أب جـ هـ ، ب جـ ء هـ ، جـ ء هـ أ ، ء هـ أ ب

الجدول الإحصائي اللازم لحساب س ، σ س :

(̄ - ̄)	(デーブ)	<u></u>	العينات
٠,٥٢٢٥	.,٧٥-	11,40	ا ب جـ ء
.,۲0	•,0•-	19,0	ا ب جــ هــ
.,۲٥٠.	٠,٥٠	١٨,٥	ب جــ ء هــ
صفر	صفر	19,0	جـء هـ أ
.,0770	٠,٧٥	19,40	ء هـ أب
1,770	صفر	90	المجموع

$$\mu = 19 = \frac{90}{0} = \overline{\overline{\omega}}$$
 :.

$$\frac{\overline{\partial - Q}}{1 - Q} / \times \frac{\overline{B}}{\partial V} = \overline{\partial} \sigma \quad \therefore$$

$$\frac{\xi-0}{1-0}$$
 $\times \frac{Y,YA\cdot\xi}{Y} =$

.,ov = .,ov

كما أن التوزيع معتدل حيث س = ط = ١٩



وبفرض أننا قمنا بسحب عينة من هذا المجتمع وكانت هي العينة أب جـ هـ أي ٢١، ١٩، ١٦، ٢١ وقد تـم حساب إحصاءاتـها فكانت:

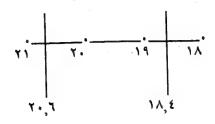
والتقدير إذا كانت 🗗 معلومة :

$$\frac{\overline{\partial - Q}}{1 - Q} / \times \frac{G}{\overline{\partial V}} = \mu$$

بدرجة ثقة ٩٥%

 $Y \cdot , Y \geq \mu \geq 1 \lambda, \epsilon$



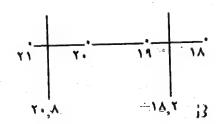


وهذا التقدير مقبول حيث يقع داخل فترة النُّقة .

نما إذا كانت ٥ غير معلومة :

$$\frac{\overline{3-\overline{0}}}{1-\overline{0}} / \times \frac{\xi}{3-\overline{0}} = \overline{0}$$

$$\gamma_{\bullet,\lambda} \geq \mu \geq \gamma_{\lambda,\gamma}$$



وهذا التقدير مقبول حيث يقع داخل فترة الثقة .

إذاً كبر حجم العينة له تأثير الجابي في عملية التقدير.



تقدير حجم العينة اللازم للاستدلال منه عن المتوسط (4)في المجتمع:

تعتبر العينة هي الوسيلة الوحيدة لدراسة جودة الإنتاج ، وأيضا هي التي تستخدم بكثرة في دراسة الهجرة والعمالة والتسويق وبحث ميزانية الأسرة والخصائص السكانية ، ويتحدد حجم العينة بناءاً على مجموعة اعتبارات أهمها :

- 1- التكلفة: فكلما زاد حجم العينة زادت تكلفة عملية جمع البيانات، ومن ثم فإن الاعتمادات المالية المخصصة للباحث تؤثر في حجم العينة.
- ٢- درجة الثقة المطلوبة للتقدير: فكلما زادت درجة الدقة فـــى التقديــر
 كلما زاد حجم العينة .
- ٣- درجة تجانس المجتمع: فكلما زادت درجة النفاوت بين مفردات المجتمع كلما تطلب الزيادة في حجم العينة.

وقد سبق المعرفة من التوزيع العيني للمتوسطات أن:



عند درجة الثقة المعينة σ عند درجة الثقة المعينة

$$\frac{\mathbf{\sigma}}{\mathbf{v}} = \mathbf{v} = \mu$$
 ...

عند درجة الثّة المعينة
$$\frac{\sigma}{\sqrt{\dot{v}}}$$
 عند درجة الثّة المعينة :

ن
$$\frac{\sigma}{V}$$
 عند درجة الثقة المعينة $\frac{\mu - \overline{U}}{v}$

$$\frac{\mu - \overline{w}}{\upsilon} = \frac{\sigma}{\upsilon}$$
 . المقابلة لدرجة النّقة المعينة

وعلى ذلك فلتحديد حجم العينة ن فإن الأمر يتطلب معرفة كل من μ ، μ .

ولما كان فى أغلب الظواهر يكون σ ، σ غــير معلومــة ، فــإن تحديد حجم العينة فى هذه الحالة يتطلب سحب عينة استكشافية لتقديــو μ . σ

مثــال

إذا كان الانحراف المعياري لطول الطلبة في قسم السياحة ١٢سم، وأريد سحب عينة من الطلبة بحيث لا يختلف متوسط طول الطلبة فيها عن



المتوسط العام باكثر من ٣سم وذلك بدرجَة ثقة ٩٥% ، قَمَا هـــو حـ

العينة المطلوب سحبها من مجتمع الطلبة .

الحال

، ٠٠ درجة النُّقة المطلوبة هي ٩٥%

.. ى المقابلة لدرجة الثقة هذه هي ١,٩٦

= ٢٢ طالب وذلك بدرجة ثقة ٩٥%.

الفصل الثاني

$(\mathbf{B}_{\,\,)}$ توزیع نسبة عینات المجتمع واستخدامه فی تقدیر

يشتمل هذا الفصل على الآتى :

أولا: توزيع نسب عينات المجتمع ووصفه احصائيا .

تانيا : تقدير النسبة (B) في المجتمع .

ثالثًا: تقدير حجم العينة اللزم للاستدلال منه عن النسبة

(B) في المجتمع .



أولا : توزيع نسب عينات المتمع ووصفه احصائيا .

مجتمع احصائي يتكون من الأرقام ١١، ١٢، ١٣، ١٥، ١٥، والمطلوب:

١-إيجاد عدد العينات المكونة لهذا المجتمع إذا كان السحب مع الإعادة .

٢-إذا كان المتغير العشوائي هو نسبة الأعداد الفردية بالعينة فأوجد توزيع نسب عينات المجتمع .

٣-الوصف الإحصائي للتوزيع الناتج ومقارنته بالوصف الإحصائي المناظر في المجتمع .

١- إيجاد عدد عينات المجتمع:

ن: السحب مع الاعادة .



.. عدد العينات الممكن سحبها هو م = ٥ = ٢٥ عينة

وبيانات العينات =

$$\left\{ \begin{array}{lll} (10,11), (11,11), (11,11), (11,11), (11,11) \\ (10,111), (11,111), (11,111), (11,111) \\ (10,111), (11,111), (11,111), (11,111) \\ (11,111), (11,111), (11,111), (11,111) \\ (10,111), (11,111), (11,111), (11,111) \\ (10,111), (11,111), (11,111), (11,111) \\ \end{array} \right\}$$

٢- توزيع نسب عينات المجتمع:

- 🗀 العينة بها مفردتين (رقمين)
- . نسبة المفردة في العينة تمثل ٥٠%
- ٠٠٠ بيان نسب المتغير محل الدراسة (نسبة الأعداد الفردية) في عينات

المجتمع هو:



. . التوزيع التكراري للنسب (ب) حيث ب هي نسبة المتغير في العينة:

التكرار (ك)	علامات	ب
٤	////	صفر
۱۲	// / /// / <u>//</u>	1
٩	1111 1141	· 1
۲٥		المجموع

ويسمى هذا التوزيع بتوزيع نسب عينات المجتمع أو التوزيع العيني للنسبة Sampling Distribution of proportion ولهذا التوزيع أهمية كبيرة في الدراسات الإحصائية حيث قد نكون بصدد الرغبة في معرفة نسبة معينة في المجتمع ، كنسبة الطلبة البنين لمجموع الطلاب ، أو نسبة المصابين بالبلهارسيا في ج. م.ع ، أو نسبة البض الفاسد في شحنة كبيرة من البيض ، أو نسبة المعيب في إنتاج مصنع ما

(٣- ١) الوصف الاحصائي لتوزيع النسبة في عينات المجتمع:



الجدول الإحصائي اللازم:

ظ ۲ ب	ب ك	ڪ	Ļ	
•	٠	٤	•	
. *	. 1	14	\	
٩	9	9	١	
1 7	10	40	المجموع	

$$-\frac{10}{4}$$
 = $\frac{2}{4}$ = $\frac{10}{4}$ = $\frac{10}$ = $\frac{10}{4}$ = $\frac{10}{4}$ = $\frac{10}{4}$ = $\frac{10}{4}$ = $\frac{10}$

$$\sqrt{\frac{3 + 2}{2}} - \frac{3 + 2}{2} = \frac{2 + 2}{2}$$

$$\left(\begin{array}{c} 10 \\ \hline 10 \end{array}\right) \quad -\frac{17}{10} =$$

ن σ (الانحراف المعياري للنسبة في عينات المجتمع) = /١ ١ ويسمى بالخطأ المعياري للنسبة



ويمكن إجراء الوصف الإحصائي السابق باستخدام الجدول الإحصائي التالي:

ب ^۲ ك	ب ك	ت (التكرار النسبى) (الاحتمال الاحصائی)	٤	ب
		٠,١٦	٤	•
٠,١٢	٠,٧٤	٠,٤٨	١٢	7
٠,٣٦	٠,٢٦	٠,٣٦	٩	1
• , 乏人	٠,٣	١	Y0	المجموع

$$(\overrightarrow{d} \downarrow) \not= - \overrightarrow{d} \uparrow \not= \downarrow^2 \sigma ,$$

•,1Y =

،
$$\sigma_{\scriptscriptstyle \cup} = \sqrt{7.7}$$
 وهي نفس النتيجة السابقة

(٣ - ٢) الوصف الإحصائي للنسبة في المجتمع:

* متوسط النسبة في المجتمع B:

* تباین النسبة فی المجتمع σ

. عيث k هي النسبة المكملة $k \times B = B^2 \sigma$

- النسبة في المجتمع × النسبة المكملة لها

$$(B - 1)B -$$

 $_{B}\sigma$ الانحراف المعياري للنسبة في المجتمع *

$$\overline{(B-1)B}/=B\sigma$$

الماليذا القانون اثبات لكن بخرج عن النطاق الحالي

., £ 19 =

(٣ - ٣) العلاقة بين الخصائص الإحصائية في المجتمع والنسبة في

توزيع عينات المجتمع:

بمقارنة نتائج (٣-٢) مع نتائج (٣-٣) تتضح العلاقات التالية :

آن حجم العينة والعلاقة صحيحة لآن حجم العينة والعلاقة صحيحة لآن \sqrt{s}

$$\cdot, \pi \in \tau = \sigma$$
 $\cdot, \pi \in \tau = \sigma$

$$\frac{\overline{(B-1)B}}{\delta} = \frac{\overline{(B-1)B}}{\delta} = \sigma$$

ن الله B غیر معلومه
$$\sigma_{\rm p} = \sqrt{\frac{(-1)^{-1}}{c}}$$

$$\frac{\partial - Q}{\partial v} / \times \frac{B \sigma}{\partial v} = \sigma$$
 إذا كان السحب بدون إرجاع



ثانيا : تقدير النسبة (B) في المجتمع :

ب \pm ی σ ب عند درجة الثقة المطلوبة B

حيث :

B : النسبة في المجتمع .

ب : النسبة في العينة .

±ى : الفترة المعيارية المقابلة لفترة الثقة المطلوبة

(الاحتمال المطلوب).

ر : الخطأ المعياري للنسبة في العينة وهو $\frac{(1-1)^{-}}{0}$

حيث ن حجم العينة .

مثال ١

إذا كان عدد الطلبة بإحدى الكليات يبلغ ٢٤٠٠ ، ولدراسة عدد الطلبة المنتسبين بالكلية بأسلوب العينة ، تم سحب عينة عشوائبة حجمها ٣٩٠



طالب ، فوجد أن منهم ١١٧ طالبا منتسبا ، والمطلوب تقدير نسبة الطلبة المنتسبين بالكلية وكذا عددهم بدرجة تقة ٩٥%.

الحسال

 \cdot عند درجة الثقة المطلوبة . σ عند درجة الثقة المطلوبة .

حيث B هي النسبة في المجتمع ، ب هي النسبة في العينـــة ، ± ي هــي الفترة المعيارية المقابلة لدرجة الثقة المطلوبة ، σ , هي الخطأ المعياري للنسبة .

$$\cdot, \mathcal{V} = \frac{11}{11} = \cdots,$$

، : ± ى عند درجة ثقة ٥٥% هي ± ١,٩٦ .

 σ : σ = $\sqrt{\frac{(-1)^{+}}{\sigma}}$ حيث ن حجم العينة ، واعتبار المجتمع غير محدود .

B * ۱٬۹۹۰ × ۱٬۹۹۲ بدرجة نقه ۹۵% المناتاتاتا



. . 20 ± . . =

., 700 ≤ B ≤ ., 750

 $%70,0 \leq B \leq %75,0$

 $\% 70,0 \times 75..$ \leq B \leq $\% 75,0 \times 75..$

۸۲۸ طالب ۲۱۲ ط B

تفسير درجة الثقة:

- أنه إذا قمنا بسحب عدد كبير جدا من العينات ذات الحجــم . ٣٩
- طالب سنجد أن ٩٠% من هذه العينات يكون نسبة الطلبة المنتسبين لن حمين من هذه العينات هي التي تخرج عن التقدير السابق ، وأن ٥٠ فقط من هذه العينات هي التي تخرج

مئـــال ٢

فى استطلاع الرأى العام عسن موقف أحد المرشحين فى استطلاع الرأى العام عسن موقف أحد المرشحين فى الانتخابات ، تم سحب عينة حجمها ١٠٠ ناخب وقد دلت نتائج العينة ٢



أن ٥٥% منها تؤيد هذا المرشح، والمطلوب تقدير نسبة المؤيدين لـدى جميع الناخبين بدرجة ثقة ٩٩%.

$$\frac{\bullet, \mathfrak{to} \times \bullet, \mathfrak{oo}}{\bullet \bullet} \times \mathsf{Y}, \mathfrak{oo} + \bullet, \mathfrak{oo} = \mathsf{B} \quad \therefore$$

$$\cdot,$$
 \leq B \leq $\cdot,$ $>$

8
 بدرجة ثقه ۹۲ 8 بدرجة ثقه ۹۲ 8

متـال٣

سحبت عينة عشوائية حجمها ١٠٠ بيضه من شدنة بين ، وبالفحص وجد أن البيض الفاسد في العينة ٣٠ بيضه ، والمطلوب احسب فترة الثَّقة على نسبة البيض الفاسد في المجتمع بدرجة تقه ٩٥%.



وباعتبار أن هذا المجتمع هو سحب بدون إرجاع

$$\frac{\partial - \mathbf{r}}{\partial - \mathbf{r}} / \mathbf{r} = \mathbf{B} \quad \therefore$$

$$*, \lambda \lambda \times *, *$$
 $*1,97 $\pm *,$ $*=$$



ثالثاً : تقدير هجم العينة اللازم للاستدلال منه عن النسبة B في المجتمع:

سبق المعرفة من التوزيع العينى للنسبة في المجتمع أن :

 σ عند درجة الثقة المطلوبة σ = \pm عند درجة الثقة المطلوبة

 $_{\downarrow}\sigma$ ی $\pm = \psi - B$ \therefore

ن مند درجة الثقة المطلوبة $\pm s = -\frac{B-v}{\pm s}$

$$\frac{-\varphi}{\omega} = \frac{B}{\omega} = \frac{(-1)^{-\varphi}}{\omega}$$

مثــال ١

ما هو حجم العينة المطلوب سحبها من مجتمع معين بحيث لا تختلف نسبة النساء فيها عن النسبة العامة بأكثر من ٢% بدرجة ثقة ٩٩% ، إذا علمت أن نسبة النساء في العينة لمثل هذا المجتمع تساوي ٢٥% .

الحسل

$$\frac{P - P}{V} = \frac{B - P}{V}$$
 site $V = \frac{B - P}{V}$ site $V = \frac{B - P}{V}$



$$\frac{\cdot, \cdot \vee \cdot \vee, \cdot \vee}{\vee, \cdot \vee} = \frac{\cdot, \cdot \vee}{\vee, \cdot \vee}$$

$$\frac{\cdot, \cdot \vee}{\vee, \cdot \vee} = \frac{\cdot, \cdot \vee}{\vee}$$

$$\frac{\cdot, \cdot \vee}{\vee} = \frac{\cdot, \cdot \vee}{\vee}$$

· ن = ۳۱۲۰ فردا بدرجة ثقه ۹۹%

مثــال۲

إذا أردنا تقدير نسبة السائحين الألمان في فوج سياحي أوروبي فما هو حجم العينة اللازم لإجراء هذا التقدير بحيث لا تختلف النسبة في العينة عن النسبة في المجتمع بمقدار ٥% بدرجة ثقه ٩٩%.

الحال

$$\frac{-\frac{(1-y)}{y}}{y} = \frac{B-y}{y}$$

$$\frac{-y}{y} = \frac{B-y}{y}$$

$$\frac{-y}{y} = \frac{B-y}{y}$$

ب وهي النسبة في العينة غير معلومة في هذا المثال



ن. يتم اعتبار (۱) النسبة في العينة تساوى لم

$$\frac{\cdot, \cdot \circ}{\cdot} = \frac{\cdot, \cdot \circ}{\cdot} = \frac{\cdot, \cdot \circ}{\cdot}$$
 عند درجة الثقة ۹۹%

الياجا البعض إلى ايجاد نسبة تقريبية من دراسات مماثلة سابقة

الفصل الثالث

التوزيع التكراري لذات الحدين

أولا : تمهيد :

نعلم من دراستنا السابقة أن ذات الحدين عبارة عن مقدار جــبرى
يتكون من حدين مثل المقدار ص + س ، كما نعلم أن مفكوك ذات الحدين
هــو عدد نواتج ضرب ذات الحدين عدد من المرات ويتضح ذلك فيما
يلى :



ملاحظات على مفكوك ذات الحدين:

Y - مجموع عدد معاملات الحدود عبارة عن Y^{0} ففى المفكوك (ص + ك) نجد أن عدد المعاملات 2 حيث Y^{1} وهي :

14

ن ق. $= \frac{V}{V} = 1$ ، وأن معامل حده الثانى يساوى ١٠ حيث نق. $= \frac{V}{V} = 1$ ، وأن معامل حده الثامن يساوى ١٢٠ حيث نقى $= \frac{V}{V} = \frac{V}{V} = 1$ وهكذا .

ثانيا : متغير ظهور الصورة عند رمى قطعة نقود عدة مـرات كظـاهرة ذات متغيرين كتابة وصورة :

عند رمى قطعة نقود مرة واحدة فإن احتمال ظهور الصورة يساوي $\frac{1}{7}$ ويسمى ذلك بالاحتمال الرياضى (نسبة) ، وعند رمى قطعة النقود مرتين فمن المحتمل أن لا نحصل على الصورة غى أى منهما رغم أن الاحتمال الرياضى لظهور الصورة فى كل مره يساوى $\frac{1}{7}$ ، لكن إذا كررنا رمى قطعة النقود عدد كبير جداً من المرات فإننا نجد أن الصورة



ستظهر في حوالي ٥٠% من الحالات ، وهذا يقودنا إلى التعريف الإحصائي للاحتمال ، فالاحتمال بالمعنى الإحصائي هو عبارة عن تكوار نسبى أى التكرار النسبي لوقوع الحدث ، ويعتبر المعنى الإحصائي للاحتمال أقرب إلى منطق الأشياء من المعنى الرياضى .

ثالثًا: المجتمع الإحصائي المتوقع لمتغير ظهور الصورة عند رمى قطعة النقود عدة مرات:

إذا رمزنا لظهور الصورة بالرمز ص ، وللكتابة بـ الرمز ك ، وإذا رمينا قطعة النقود (ص + ك) ثلاث مرات مثلا فإن المجتمع الإحصائي المتوقع لمتغير ظهور الصورة هو $7^{"} = \Lambda$ وبيانها كما يلى :

عدد مرات ظهور المتغير في اللاث رميات	بيان لنواتج الرمى	المتغير (ظهور الصورة)
۴	أي ظهور الصورة في الثلاث رميات	ص ص ص
7	أي ظهور انصورة مرتين في الثلاث رميات	ص ص ك
۲	أي ظهور الصورة مرتين في الثلاث رميات	ص ك ص
١	أي ظهور الصورتمرة واحد فى الثلاث رميات	ص ك ك



		تابع الجدول
عدد مرات ظهور المتغير في اللاث رميات	بيان لنواتج الرمى	المتغير (ظهور الصورة)
	أي عدم ظهور الصورة في الثلاث رميات	ব ব ব
,	أي ظهور الصورة مرة واحدة فى الثلاث رميات	ك ك ص
	أي ظهور الصورة مرة واحدة في الثلاث رميات	ڭ ص ڭ
۲	أي ظهور الصورة مرة مرتين في الثلاث رميات	ك ص ص

والتوزيع التكراري المتوقع في هذه الحالة هو:

تكرار (ك)	علامات	المتغير
,	1	•
٣	///	١
٣	///	۲
١	/	٣
٨		المجموع

يلاحظ أن مدى المتغير يتراوح من الصفر إلى π ، كما يلاحظ أن التكرارات هي مفكوك ذات الحدين $(m+b)^T$. وعلى ذلك فالتوزيع التكرارات هي مفكوك ذات الحدين $(m+b)^T$. وعلى ذلك فالتكراري لمتغير ظهور الصورة إذا كان عدد مرات الرمي يساوي π . هو :



التكرار النسبي	التكرار المطلق	متغير ظهور
(الاحتمال الإحصائي)	(설)	الصورة
•,••1	١	•
٠,٠١٠	١.	١
•,• £ £	٤٥	۲
٠,١١٧	14.	٣
٠,٢٠٥	۲1.	ź
737,0	707	٥
٠,٢٠٥	۲۱.	٦
.,117	14.	٧
٠,٠٤٤	٤٥	٨
.,.1.	١.	٩
٠,٠٠١	,	١.
١	1.71	المجموع

وأنه من الممكن إيجاد هذا التوزيع باستخدام التوافيق كما فى الجدول التالي ، حيث ح هي احتمال نجاح ظهور الصورة ، ل هي احتمال فشلل خنهور الصورة ، ل هي احتمال فشلب خنهور الصورة ، ح ل هو احتمال النجاح والفشل معا (قاعدة ضلرب الاحتمالات) .



	°ق ح کل ۵ - س	ح ً ل 🍳 – ً	ج ق.	متغير
ļ	أي الاحتمال	أي الاحتمال الرياضى لظهور	أي معامل الحد في	ظهور
	الإحصائي للنتائج	الصورة في نواتج الرمي	المفكوك أو التكرار	الصورة
	أو التكرار النسبي		المطلق في التوزيع	
	ننتائج		التكراري	
	۰,۰۰۱	$\cdot, \cdot \cdot \cdot \lor \lor = \cdot \cdot \left(\begin{array}{c} \bot \\ \hline \end{array} \right) \cdot \left(\begin{array}{c} \bot \\ \hline \end{array} \right)$	1	
	٠,٠١٠	$\cdot, \cdots \land \lor = {}^{q} \left(\frac{1}{Y} \right) {}^{l} \left(\frac{1}{Y} \right)$	١.	١
	•,•££	$\cdot, \cdot \cdot \cdot q \vee = {}^{A} \left(\frac{q}{q} \right)^{q} \left(\frac{q}{q} \right)$	£ 0	۲
	٠,١١٧	$\cdot, \dots \land \lor = {}^{\lor} \left(\frac{1}{Y} \right) {}^{\lor} \left(\frac{1}{Y} \right)$	14.	٣
	٠,٢٠٥	$\cdot, \cdot \cdot \cdot \circ \lor = \ \ \ ^{1}\left(\begin{array}{c} 1 \\ \hline \end{array}\right)^{2}\left(\begin{array}{c} 1 \\ \hline \end{array}\right)$	۲۱.	٤
	٢٤٢,٠	$\cdot, \cdots \circ \lor = \circ \left(\begin{array}{c} 1 \\ \overline{Y} \end{array} \right) \circ \left(\begin{array}{c} 1 \\ \overline{Y} \end{array} \right)$	707	٥
	۰,۲،٥	$\cdot, \cdots \cap \forall = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{4} \right)^{-1} \left(\frac{1}{4} \right)$	۲۱.	٦
	٠,١١٧	$\cdot, \cdot \cdot \cdot \cdot q \vee = {}^{r} \left(\frac{1}{T} \right) {}^{\vee} \left(\frac{1}{T} \right)$	17.	٧
	•,•££	$\cdot, \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \vee = {}^{\vee} \left(\frac{1}{\Upsilon}\right) {}^{\wedge} \left(\frac{1}{\Upsilon}\right)$	£ 0	٨
		$\cdot, \cdot \cdot \cdot \circ \lor = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{T} \right)^{-1} \left(\frac{1}{T} \right)$	١.	٩
	٠,٠٠١	$\cdot, \cdots \forall \forall = (\frac{1}{4}) (\frac{1}{4})$	١	١.
	١	٠,٠٠٩٧٧	1.75	المجموع

وقد أمكن للعالم برنولي Beronolli إيجاد هذا التوزيع بالقاعدة أمكن للعالم برنولي وتعنى إذا كان س متغير



عشوائي (متغير ظهور الصورة) يمثل ظاهرة وكان لهذه الظاهرة نانجين فقط هما النجاح باحتمال ح والفشل باحتمال ل أي (١ - ح) ، فإن التوزيع الاحتمالي لهذا المتغير هو احتمال عدد مرات النجاح إذا أجريت قاعدة برنولي عدد من المرات .

رابعا: الوصف الإحصائي لمتغير ظهور الصورة عند رمى قطعة نقسود عدة مرات كظاهرة ذات حدين:

الجدول الإحصائي اللازم:

نکرار متمجع صاعد	¹ س ظ	ك س	التكرار المطلق (ك)	التكرار النسبي (الاحتمال الإحصائي)	متغیر ظهور الصورة (س)
١			١	•,••)	
11	١.	١.	١.	٠,٠١٠	١
07	١٨٠	9.	٤٥	,. ž ž	۲
177	١٠٨٠	٣٦.	14.	٠,١١٧	. 4
77.7	mm7.	٨٤٠	۲۱.	۰,۲۰۵	٤
777	78	177.	707	٠,٢٤٦	0
٨٦٨	Y07.	٨٤.	۲۱.	۰,۲۰٥	٦
971	٥٨٨٠	٣٦.	۱۲۰	٠,١١٧	Υ
1.18	۲۸۸.	٩,	± 0	٠,٠٤٤	А
1.77	۸۱.	١.	١.	٠, • > •	٩
1.75	١	•	١	٠,٠٠١	١.
1	۲۸۱٦.	017.	1.75	.)	المجموع



(١) الوسط الحسابي (سَ) :

(Y) الوسيط (ط):

$$d = v + \frac{v_1 \times v_1}{v_1 + v_2}$$

$$d = v + \frac{v_1 \times v_2}{v_1 + v_2}$$

$$d = v_1 \times v_2$$

$$d = v_2 \times v_3$$

$$d = v_1 \times v_4$$

$$d = v_1 \times v_2$$

$$d = v_2 \times v_3$$

$$d = v_1 \times v_4$$

$$d = v_2 \times v_3$$

$$d = v_3 \times v_4$$

$$d = v_4 \times v_4$$

$$d = v_1 \times v_4$$

$$d = v_2 \times v_4$$

$$d = v_3 \times v_4$$

$$d = v_4 $

(٣) المنوال (أ):

$$d = v + \frac{v_1 \times v_1}{v_1 + v_2} + \frac{v_1 \times v_2}{v_2 + v_3} + \frac{v_1 \times v_2}{v_1 + v_2} + \frac{v_2 \times v_3}{v_3 + v_4} + \frac{v_1 \times v_2}{v_3 + v_4} + \frac{v_1 \times v_2}{v_3 + v_4} + \frac{v_1 \times v_3}{v_3 + v_4} + \frac{v_1 \times v_3}{v_3 + v_4} + \frac{v_2 \times v_3}{v_3 + v_4} + \frac{v_3 \times v_4}{v_4 + v_4} + \frac{v_4 \times$$

(٤) الانحراف المعياري (ع):

(٦) معامل التفرطح:

لإيجاد هذا المعامل يستازم إيجاد الجدول الإحصائي اللازم التالى:

				(س- س)		
ح ؑ ك	ح ک	ح ک	ح ك	رس ح <i>ل</i> ا	إك	س
770	170	40	0-	0-	١	
707.	75.	١٦.	٤٠-	٤	١.	١
7720	1710	٤٠٥	180-	٣-	٤٥	۲
194.	97.	٤٨.	Y £ . —	۲	17.	٣
۲١.	۲۱.	۲۱.	Y1	١-	۲۱.	٤
صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	707	0
۲۱.	۲۱.	۲۱.	۲۱.	١	۲۱.	٦
194.	97.	٤٨٠	۲٤.	۲	17.	٧
7750	1719	٤٠٥	100	٣	٤٥	٨
707.	75.	17.	ź٠	٤	١.	٩
770	١٢٥	Y0	٥	٥	١	١.
1797.	78	707.	صفر	صفر	1.78	المجموع



۱۰ العزم الثانى =
$$\frac{2}{2} + \frac{3}{2} + \frac{3}{$$

صفر

$$\frac{a_{v,v}}{a_{v,v}} = \frac{a_{v,v}}{a_{v,v}} = \frac{a_{v,v}}{a_{v,v}}$$

$$\frac{a_{v,v}}{a_{v,v}} = \frac{a_{v,v}}{a_{v,v}}$$

$$\frac{a_{v,v}}{a_{v,v}} = \frac{a_{v,v}}{a_{v,v}}$$

+ ٦ × صفر = ٥٠,١٧



العزم الرابع
$$\frac{\eta_{2}}{\sqrt{\gamma}}$$
 معامل التفرطح = $\frac{\eta_{2}}{\sqrt{\gamma}}$ معامل التفرطح = $\frac{\eta_{2}}{\sqrt{\gamma}}$ = $\frac{\eta_{2}}{\sqrt{\gamma}}$

أي أن توزيع ذات الحدين هذا أقل تفرطحا من التوزيع الطبيعي المعياري

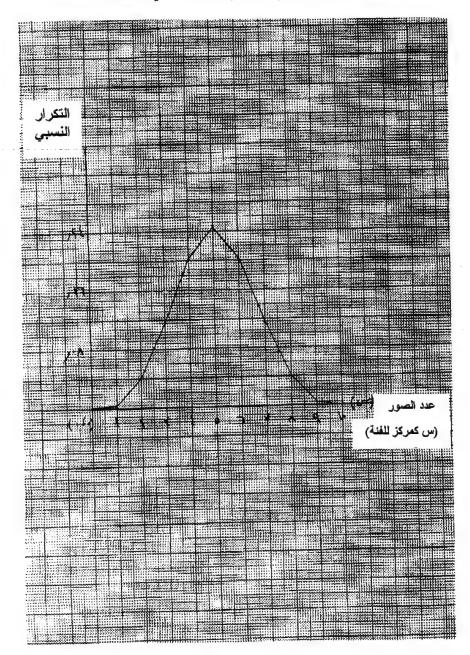
(٧) العرض البياني للتوزيع التكراري المعتدل لذي الحدين هذا:

يتأتى هذا العرض على أنه مضلع تكراري معتدل ، وهذا ما يوضحه الشكل البياني التالي ، وأنه بزيادة (ن) فإن المضلع هذا سيتحول إلى المنحنى الطبيعي ، ومن ثم يمكن الاستفادة من خصائص التوزيع الطبيعي في إيجاد الإحتمال الإحصائي للظواهر التي تتبع التوزيع المعتدل لذي الحدين .

- (٨) يسمي المتوسط الحسابي لذي الحدين بالتوقع ويرمز له بالرمز
 - : ويمكن حسابه بطريقة اسهل عن ذى قبل كما يلى :



المضلع التكراري النسبي المعتدل لذي الحدين





 $(')_{z} = \mu$

حيث :

التوقع: μ

ء عدد الوحدات

ح: احتمال النجاح للوحدة الواحدة

وينطبق هذا القانون على المثال محل الدراسة:

 $\frac{1}{7} \times 1 = \mu$

= ٥ وهي نفس النتيجة السابقة

وكذلك الانحراف المعياري لذى الحدين:

ع = / ن ح ل (۲)

حيث :

ع: الانحراف المعياري لذي الحدين.

⁽۱) ، (۲) لهما اثبات رياضي لكن يخرج ذلك عن نطاق هذا الكتاب



ن : عدد الوحدات ، ح : احتمال النجاح للوحدة الواحدة

ل : احتمال الفشل أي الأحتمال المكمل (١ - ح).

وبنطبق هذا القانون على المثال محل الدراسة:

$$\frac{1}{Y} \times \frac{1}{Y} \times \frac{1}$$

= ١,٥٨ وهي نفس النتيجة السابقة .

$$\frac{b-c}{2}$$
 as a substitution of the substitu

 $= \frac{0, -0, 0}{1,00} = -0.00$

aslab litie de
$$= 7 + \frac{1-7-5}{3}$$

$$\frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}$$

$$T \approx T, V = \cdot, T = T = \frac{\cdot, 0^{-}}{\cdot, 0 \wedge} + T = \frac{\cdot, 0^{-}}{\cdot, 0 \wedge}$$

وهى تقريبا نفس النتيجة السابقة

(٩) أن اعتدال التوزيع التكراري لذي الحدين هذا راجع إلى أن احتمال

 $\frac{1}{2}$ (ح)یوماوی (واحتمال (ل) یساوی لم ولذلك اذا کسان احتمال ح



فتوزیع ذی الحدین یکون ملتوی ناحیة الیسار (التواء سالب) ، أملا فتوزیع ذی الحدین یکون ملتوی ناحیة الیمین اذا کان احتمال ح $<\frac{1}{2}$ فتوزیع ذی الحدین یکون ملتوی ناحیة الیمین (التواء موجب) ، ویتضح ذلك عند تناول الأمثلة التطبیقیة ، کملا أن $\mathbf{p} = \mathbf{p}$ ح مهما کانت قیمة ح .

(١٠) معنى الوسط الحسابي والانحراف المعياري لتوزيع ذات الحدين :

نفرض أننا القينا قطعة نقود غير معيوبة عدد كبير جدا من المرات ولتكن ١٦٠٠ مره ، فإننا نتوقع أن نحصل على الصورة في نصف عدد هذه المرات أي حوالي ١٠٠ مره وأيضا على الكتابة في ١٠٠ مره ، ويعطينا الوسط الحسابي لتوزيع ذات الحدين (ح ح) هذا التوقع النظري حيث جح = ١٦٠٠ × أ= ١٠٠ مره . لكن إذا قمنا بإجراء هذه التجربة فعلا فقد نحصل مثلا على ١٩٠ صوره ، وإذا أجريناها مرة ألنية فقد نحصل على قيم تقترب من الرقم ١٠٠ وذلك رغم أننا نجرى التجربة على نفس قطعة النقود ونلقيها في كل تجربة رغم أننا نجرى التجربة على نفس قطعة النقود ونلقيها في كل تجربة



يرجع إلى عوامل غير معروفة وهي التي تسمى بعوامل الصدفــــة ، أما إذا كانت قطعة النقود معيوبة أو أن طريقة رمسى القطعة غير سليمة فقد تنتج فروق أخرى ترجع لنوع أخر من الأخطاء وهو مــــــا يسمى بخطأ التحيز ، ويساعدنا الانحسراف المعيساري لتوزيسع ذات الحدين على معرفة هذه الفروق وهل ترجع إلى عوامل الصدفة فقط أو أن عوامل خطأ التحيز قد تسربت إليها ، فإذا كان الفرق بين التوقع النظرى والناتج الفعلى يقل عن قيمة وحدة انحسراف معيسارى أي الرح ل فالاحتمال كبير أن يكون هذا الفرق راجعا إلى عوامل الصدفة فقط ، أما إذا كان هذا الفرق يزيد عن ٣ ١٠ أم ل أي ثلاثـة أصناف الانحراف المعياري فإن الاحتمال كبير أن يكون هذا الفرق هذا وجدنــــا أن التوقـــع النظــري ح = ١٢٠٠ × لم = ٨٠٠ وأن الانحراف المعياري لها $= \sqrt{ 17.0 \times \frac{1}{7} \times \frac{1}{7}}$ أي أننا إذا حصانا على عدد من الصور يتراوح بين ٨٢٠ ، ٧٨٠ فإن هــــذا

⁽¹⁾ يؤول منحني التوريع التكراري المعتدل لدي الحدين إلى المنحني الطبيعي عندما تكبر - وتقترب من x



الفرق عن التوقع النظري يرجع إلى عوامل الصدفة ويسمي بالفرق الظاهري (غير المعنوي) ، أما إذا كان الناتج الفعلى يقع خارج مجلل ($\mathbf{c} = \mathbf{c} = \mathbf{c} = \mathbf{c}$) أي لا يقع داخل المجال ($\mathbf{c} = \mathbf{c} = \mathbf{c}$) فمن المؤكد أن هذا الفرق يرجع إلى عوامل آخرى غير الصدفة ويكون الفرق في هذه الحالة فرقا جوهريا .

خامسا: أمثله تطبيقية:

مثــال

- إذا كان ٢٠% من إنتاج أحد الفنادق إنتاج معيب ، أخذت عينة
 - عشوائية عددها ٤ وحدات من هذا الإنتاج والمطلوب:
 - ١-أوجد احتمال أن يكون بالعينة وحدة واحدة تالفة .
 - ٢-أوجد احتمال ألا يكون بالعينة أي وحدة تالفة .
 - ٣-أوجد احتمال أن يكون بالعينة وحدتين تالفتين على الأكثر .

الحال

 \cdot احتمال وحود وحدة و احدة تالفة في إنتاج الفندق (ح) = $\frac{Y}{1.0}$...



.. احتمال عدم وجود وحدة تالفة في إنتاج الفندق (ل) = ١ – ٢.٠

·, A =

·· احتمال وجود وحدة واحدة تالفة في العينة = في حرل ٥-ر

= 'ق, (۲,۰)' (۸,۰)

 $.,oly \times ., Y \times \xi =$

., £ . 97 =

، احتمال عدم وجود أي وحدة تالفة في العينة = 1 ق، (\cdot, \cdot) (٨,٠)

., . . 97 =

، احتمال وجود وحدتین تالفتین فی العینه = 1 ق ر $(^{,},)^{,}$ ($^{,},)^{,}$

.,1047 =

، احتمال وجود وحدتين تالفتين على الأكثر في العينة

 $= z (w = \cdot) + z(v = 1) + z(w = 1)$

.,1077 + ., 2.97 + ., 2.97 =

. 9 V Y A =



مئــال ٢

في المثال السابق إذا كان إنتاج الفندق ٤٠٠ وحدة فأوجد المتوسط الحسابي والانحراف المعياري ومعاملي الالتواء والتفرطح لتوزيع - الوحدات.

الحسل

المتوسط الحسابي لذى الحدين (التوقع μ) المتوسط الحسابي الذي الحدين الحدين

 $\iota, \Upsilon \times \dot{\iota} \iota = \mu$

= ٨٠ وحدة معيبة

الانحراف المعياري لتوزيع ذى الحدين (ع) = / أح ل

= ٨ وحدة معيبة

معامل التواء لتوزيع ذى الحدين $=\frac{1-5}{2}$

•,Y - •, A =

= ۰,۰۷٥ ضعيف موجب



معامل التفرطح لتوزيع ذى الحدين
$$= \pi + \frac{1-7-5}{3}$$

$$= \pi + \frac{1-7\times 7.0\times 5.0}{5}$$

.,..0 + 4 =

٣,٠٠٥ =

التوزيع مدبب بدرجة طفيفة جدا

وبعد الانتهاء من هذا الباب (الباب الثانى) يجسب الإشسارة إلسى أن غايسة الإحصاء ليست دراسة العينة فى حد ذاتها أو التقدير فى حد ذاتسه ، وإنمسا غايته النهائية هي لاستنتاج الإحصائي لطبيعة توزيع الظاهرة فى المجتمع ومن ثم إمكان تعميم الحكم على المجتمع ككل .

الباب الثالست

اختسبارات الفسسروض

الباب الثالث

اختبارات الفسروض

يعد هذا الباب هو أحد مجـــالى الاســتنتاج الاحصــائى وهمـــا التقديـــر واختبارات الفروض ويشتمل على

تمهيد:

الفصل الأول : اختبار المتوسطات (المقارانات)

أولا: اختبار متوسط عينة

ثانيا: اختبار متوسطى عينتين

ثالثا: اختبار عدة متوسطات عينات (تحليل التباين)

ê

الفصل الثاني : اختبار التباينات (التجانس)

أولا : اختبار تبايني مجموعتين (تجانس مجموعتين).

ثانيا: اختبار تباينات عدة مجموعات (تجانس المجموعات).

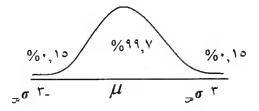
الفصل الثالث : اختبار النسب .

الفصل الرابع : اختبار الفرق بيت التكرار الشاهد والتكرار المتوقع .



التمهيد :

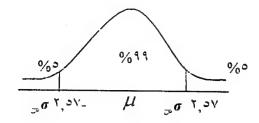
سمى اختبارات الفروض باختبارات الفروق أو اختبارات المعنوية Test of Significance وهي اختبار فرص العدم المعنوية Huptheses أي عدم وجود فرق حقيقي (معنوي) بين الواقع والمفترض، فإذا كنا بصدد مثلا اختبار الفرق بين متوسط المجتمع أم ومتوسط عينة مسحوبة منه \overline{w} بهدف معرفة أن العينة تمثل المجتمع أم لا فإن فرض العدم هو أن $\mu = \overline{w}$ ي $\mu - \overline{w} = -$ صفر بمعنى عدم وجود فرق بين μ , \overline{w} ومن ثم فالعينة تمثل المجتمع، ويسمى ذلك بالفرض الصحيح، أما إذا كان μ ? \overline{w} أي $\mu - \overline{w}$ > صفر فإنه يوجد فرق ويسمى ذلك بالفرض غير الصحيح ، ويفيدنا توزيع متوسطات عينات المجتمع الذي يؤول إلى منحنى طبيعي معياري في إمكانية الحكم على حدود هذه الفروق فإذا كان \overline{w} يقع :



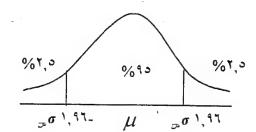


داخل حدود $\pm \sigma$ σ_{z} (أي ثلاث أخطار معيارية من متوسط المجتمع) فإنه يمكن قبول س على أنها لا تفترق عن μ بدرجة تقة τ τ وأن العينة تمثل المجتمع ، أما إذا كان س يقع خارج حدود τ τ وأنادرة .

وهكذا إذا كان س يقع:



وهكذا إذا كان 🗗 يقع:



الفصل الأول

اختبار المتوسطات

أولا: اختبار متوسط العينة:

يجرى هذا الاختبار لمعرفة هل العينة تتتمي المجتمع أم لا وذلك باختبار الفرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع ، والمختبر الإحصائي المستخدم هو اختبار ى ، ت .

اختبار ی (Z) :

يستخدم اختبار ى فى حالة العينات الكبيرة الحجم (مفرداتها أكبر من ٣٠ مفردة) ذلك لأن كبر حجم العينة يجعل توزيع متوسطات عينات المجتمع يتبع التوزيع المعتدل حتى لو كان المجتمع الأصلى غير معتدل ،

12

وبالطبع إذا كان المجتمع الأصلى معتدل فلا يشترط كبر حجم العينة ، والمعادلة المستخدمة هي :

$$\frac{\mu - \overline{\omega}}{\left(\frac{\sigma}{\omega}\right)} = \frac{\mu - \overline{\omega}}{\overline{\omega}} = \omega$$

أو

وحيث ع = $\sqrt{\frac{2}{(w-w_0)}}$ ويعرف بالانحراف المعياري

- تجعلنا نستبدلها بإيجاد ع من العينة ، وحتى لا يؤدى هذا الاستنبدال إلى التحيز لقيمة σ فإنه يتم القسمة على (σ ۱) والذى يسمى بدرجات الحرية .

اختبار (ت):

قام أحد العلماء في عام ١٩٠٨ بدراسة توزيع متوسطات العينات الصغيرة الحجم (٥٠ > ٣٠) فوجد أن هذا التوزيع لا يتبع التوزيع



المعتدل بل يتبع توزيع آخر أكثر تشنتا أطلق عليه اسم توزيع (ت) بدرجات حرية مختلفة عند مستريات معنوية مختلفة (جدول توزيع ت) .

والمعادلة المستخدمة هي:

بدرجات حرية معينة عند مستويات معنوية معينة

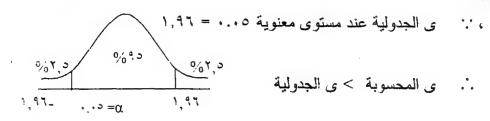
متــال ١

مجتمع إحصائي يتبع توزيع معتاد متوسطة (μ) = ۸۰ درجة بانحراف معياري ٧ درجات ، تم سحب عينة عشوائية حجمها ٢٥ مفردة متوسطها الحسابي (سَ) = ٨٣ والمطلوب: هل العينة تمثل المجتمع أم لا وذلك بدرجة ثقة ٥٥% .

$$\frac{\overline{\upsilon} \vee (\mu - \overline{\upsilon})}{\sigma} = \underline{\upsilon} :$$

$$7,1 = \frac{\overline{v} \vee (\lambda \cdot - \lambda v)}{v} = \underline{\upsilon} :$$





- . . الفرق معنوى أي حقيقي بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع .
 - .. العينة لا تمثل المجتمع وهذا القرار بدرجة ثقة ٩٥%

ملحوظة:

إذا أردنا أن تقدر (س) بفترة تقة ٩٠% من العينة في المثال السابق فان

الحل كما يلي:

$$\mu$$
 عند مستوى المعنوية المطلوب σ عند مستوى المعنوية المطلوب

$$\sigma$$
 × ۱,۹٦ ± $\Lambda \pi = \frac{\sigma}{\sqrt{\sigma}}$ × ۱,۹٦ ± $\Lambda \pi = \frac{\sigma}{\sigma}$

Y, V £ £ ±
$$\Lambda$$
T =



. . المجتمع الذي تمثله هذه العينة هو مجتمع متوسطه ينحصر بين حدين هما ٨٥,٧، ٨٠,٣ ، وهذا يؤكد أن هذه العينة لا تمثـــن المجتمــع الذي متوسطه ٨٠ درجة .

متـــال ۲

بأحد الفنادق آلة لإنتاج منتج ما ذو سمك ٠,٠٥ بوصة ، وللتاكد عما إذا كانت الآلة لازالت تعمل بهذه المواصفات تم سحب عينة عشوائية حجمها ١٠ وحدات من إنتاج هذه الآلة ووجد أن متوسط سمك الوحدة في العينة = ٠,٠٥٣ بوصة بانحراف معياري ٠,٠٠٣ بوصة ، والمطلوب : اختبار مدى صلاحية الآلة للإنتاج بدرجة ثقة ٩٩%.

$$\frac{\overline{\upsilon} \vee (\mu - \overline{\upsilon})}{\varepsilon} = \overline{\upsilon} :$$

$$\overline{\varepsilon}$$

$$\tau, 177 = \frac{\overline{\upsilon} \vee (\cdot, \cdot \circ - \cdot, \cdot \circ \tau)}{\cdot, \cdot \cdot \tau} = \overline{\upsilon}$$

، : ت الجدولية عند مستوى معنوية ١% ودرجات حرية ٩ = ± ٣,٢٥

Completion Completion

فيديت للمحموبة حت الجدولية من المراد الما المنافق والتا ومنصمة الما

- .. الفرق غير معنوي أي غير حقيقي بين متوسط المجتمــع ومتوسـط العينة .
 - . . الآلة ما زالت صالحة للإنتاج وهذا القرار بدرجة تقه ٩٩% .

المنافي المنا جاريع في حسد عن الأخلية في المنافية في المنافية الأخلال المنافلة الأخلال المنافلة المنافلة المنافلة

تم إجراء امتحان لطلبة الفرقة الثانية في مادة الاحصاء وكانت نتيجة الامتحان لعينة عشوائية من هذا الامتحان هـــى ٢٠، ٢٠، ٢٠، ٢٠، ٢٠، ٢٠، ٢٠، ٢٠، ١٠ والمطلوب: هل يمكنك القــول أن متوســط هــذه

العينة هو متوسط المجتمع الذي سحبت منه ؟

الحسل

The management

$$\frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}} = \sqrt{2} \cdot \cdot \cdot$$

$$0 \cdot = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}} = \sqrt{2} \cdot \cdot \cdot \cdot$$



$$\frac{\overline{\omega}}{\left(\frac{\varepsilon}{\omega}\right)} = \omega \cdots ,$$

$$o = \frac{o}{\left(\frac{Y}{Y}, \xi^{T}\right)} =$$

- ، : ت الجدولية عند مستوى معنوية ٥% ودرجات حرية ٦ تساوي ١,٩٤
 - .. ت المحسوبة > ت الجدولية . .
- ن الفرق معنوى بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع ، وعليه فالعينــة لا
 - تمثل المجتمع أو أنها من العينات النادرة وهذا بدرجة ثقة ٩٥%.

مثــال ٤

فى أحد المنتجعات السياحية يريد مكتب الصحة التاكد من أن متوسط أعداد البكتريا فى الشاطئ لا يزيد عن حد الآمان وهو ٢٠٠، فتم سحب عينة حجمها ١٠ أنابيب من ماء الشاطئ وبتقدير أعداد البكتريا بها وجسد ١٩٥، ٢١٠، ٢١٠، ١٨٤، ١٩٣،



ت أن ت المطلوب اختبر فرض أن μ = ۲۰۰ إذا علمت أن ت الجدولية عند مستوى معنوية ٥,٠٥ درجات حرية ٩ تساوي ٢,٨٢ .

$$1,70 = \frac{0,7}{17,1!} = \frac{\mu - \overline{\omega}}{\left(\frac{\xi}{\dot{\upsilon}}\right)} = \underline{\dot{\upsilon}}.$$

- ، ٠: ت الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠،٠٠ درجات حرية ٩ = ٢,٨٢ .
 - · ت المحسوبة < ت الجدولية بدرجة ثقة 90% .
 - ن الفرق غير معنوي وأن μ = ۲۰۰ أي أن ماء الشاطئ آمن.

مثــال ٥

تعاقد أحد موردي الدواجن مع أحد الفنادق على توريد كمية مــن

التسليم قام مسئول الاستلام بالفندق بسحب عينة حجمها ١٦ دجاجة وتبين أن ١٠٠٦ = ١٠٠٨ كجم ، ع = ٢٠٠٦ جم فرفض الاستلام ، فهل هناك مبرر أيذا الرفض علما بأن ت الجدولية عند مستوى معنوية ٠٠٠٠ درجات حرية ١٥ = ٢,١٣١ .

$$1,00 = \frac{\cancel{7},\cancel{7}}{\cancel{\xi}} = \frac{\cancel{\cancel{U}}}{\cancel{\xi}} = \cancel{\cancel{U}}$$

، ۰: ت انجدولیة عند مستوی معنویة ۰,۰۰ درجات حریه ۱۰ = ۲,۱۳۱

. . ت المحسوبة < ت الجدولية ، وعلية فالفرق غير معنوى

 μ - ۱ کجم و لا یوجد مبرر للرفض وذلك بدرجة تقه ۹۰% .

متـــال ٢

إذا كان متوسط الاقامة في فنادق ج.م.ع هـــو ١٠٣ دو لار فــي اليوم بانحراف معياري ٦ دولار ، وببحث تكلفة الاقامة في عدد ٣٦ فندق بمحافظة القاهرة تبين أن متوسط تكلفة الاقامة بها فيى اليوم هو ١٢٤



دولار والمطلوب: هل يمكنك القول أن تكلفة الاقامة في فنادق محافظة القاهرة تختلف اختلافا معنويا عن تكلفة الاقامة في الفنادق على مستوى الجمهورية .

$$Y = \frac{1 \cdot \pi - 17\xi}{7} = \frac{\mu - \overline{\omega}}{\sigma} = \cdots$$

٠٠٠ ى الجدولية عند مستوى معنوية ٥,٠٠٣ (درجة ثقة ٩٩,٧ %) تساوى ٣

- .. ى المحسوبة > ى الجدولية ، وعليه فالفرق معنوي .
- .. يمكن القول أن تكلفة الاقامة في فنادق محافظة القاهرة تختلف اختلافا معنويا عن متوسط تكلفة الاقامة في الجمهورية بدرجة تقه ٩٩,٧ .

مئـــال ٧

ماكينة مصممه لإنتاج نوع من المخبوزات متوسط قطره٧٤٥ سم وانحراف معياري ٠٨ ، ١٠٨ ، قامت إحدى الفنادق بشراء هـــذه الماكينــة



والمطلوب:

ا-صمم قاعدة لاتخاذ القرار تمكنك من التأكد بشكل معقول من أن مواصفات منتجات الماكينة تتفق مع المواصفات المطلوبة .

٢-وضع كيف يمكنك تمثيل قاعدة اتخاذ القرار بيانيا (خريطة المراقبة)

الحا

-1

أولا: نقوم بأخذ عينة حجمها ٦ مفردات من ناتج مخبوزات الماكينة وتكرر الأخذ عدة مرات كل ساعتين مثلا ، ثم تحسب متوسط القطر في العينة كل مرة .

ثَانيا : تتبع الإجراء الإحصائي التالى :

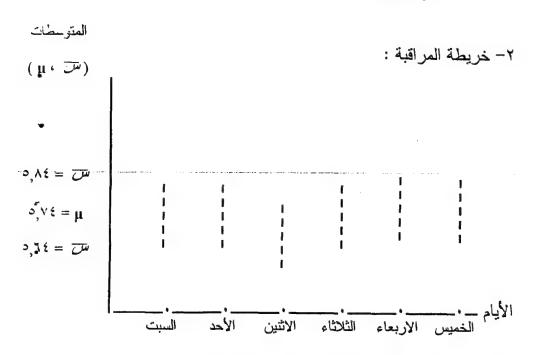
·, \ ± \overline{\pi} = 0, \ \ \dots



ثالثًا: قاعدة اتخاذ القرار:

أ - إذا كان متوسط القطر في العينة يقع داخل المدى (١٠٥ ، ١٠٤) فإن الماكينة تعمل حسب المواصفات .

ب- أما إذا كان متوسط القطر يقع خارج المدى (٥,٦٤، ٥,٨٤) .
فإن الماكينة لا تعمل حسب المواصفات ويتطلب الأمر البحث
عن الأسباب .



* المحور الأفقى للأيام ، والمحور الرأسى للمتوسط



- * يتم توقيع كل متوسط للعينة المأخوذة بنقطة كما موضح بالرسم
- * وأنه مادامت النقط تقع بين الحدين ٢٠,٥ سم ، ٥,٨٤ سم فإن الماكينــة تحت المراقبة ، أما إذا وقعت النقطة خارج حدود المراقبة مثل العينـــة الخامسة يوم الأحد ، والعينة الأونى يوم الاتنين فإن هناك خطأ ويتطلب الأمر استقصاء أسبابه .
- * حدود المراقبة في هذا المثال كانت ٩٩,٧% (ثلاث أخطاء معيارية) ، ألا أن حدود المراقبة ممكن أن تكون ٩٩% (٢,٥٧ خطأ معياري) أو أو % (٢,٥٧ خطأ معياري) .

ثانيا : اختبار متوسطى عينتين :

يجرى هذا الاختبار لمعرفة تبعية العينتين (المجموعتين) لمجتمع واحد أو المجتمعين مختلفين وذلك باختبار الفرق بين متوسطى العينتين ، ويجرى الاختبار باستخدام المعادلة:

$$\frac{\sqrt{\omega} - \sqrt{\omega}}{\sqrt{\omega} - \sqrt{\omega}\sigma} = \omega$$



حيث 6 مر مو الخطأ المعياري للفرق بين متوسطى العينتين أو

المجموعتين ويساوى $\sqrt{\frac{5}{i}} + \frac{5}{i}$

أو ى = من ، - من ،

حيث عيريت و الخطأ المعياري للفرق بين متوسطى العينين

أو المجموعتين في حالة عدم معلومية $\sigma_1^2 \sigma_1^2 \sigma_2^2$ ويساوى $\frac{3}{1}$

وذلك بشرط أن حجم العينة > ٣٠ .

وذلك إذا كان حجم العينة < ٣٠ ، وحيث :

 $3' = \frac{(0, -1)^{3'}, + (0, -1)^{3'}}{0}, + \frac{1}{0}$ e gunda elliring lireages the single of the second contraction.

مثال ١:

أراد مندوب المشتريات بأحد الفنادق أن يشترى نوعين من المصابيح الكهربية أ ، ب ، فقام بسحب عينة من كل نسوع بحجم ١٠٠ لمبة ، وتبين أن متوسط عمر اللمبة حتى الاحتراق من النوع أ أي $\overline{U}_{1} = 1170 - 1150$ ساعة ، ومن النوع ب أي $\overline{U}_{1} = 1170 - 1150$ فإذا كان معلوما σ^2 أن لك وع أ (المجتمع الأول) = ١٠٠٠ مساعة ، . قد اساعة $\xi \cdot \cdot = \frac{2}{2}\sigma$

والمطلوب: هل هناك شك في أن النوعين لا يختلفان وذلك عند مستوي معنوية ٥% ؟

$$\frac{7\overline{\omega} - 1\overline{\omega}}{\frac{7}{10}} = \underline{\omega}$$

$$\frac{7}{1}$$



، : ى الجدولية عند مستوى معنوية ٥% هي من منحنى توزيسع ي أو

· . ى المحسوبة < ى الجدولية .

. . الفرق بين المتوسطين فرق غير معنوى أي فرق غير حقيقي .

مثال ۲:

لقياس القدرة اللغوية لدى طلبة السياحة والفنادق وطلبة اللغات ، أجرى اختبار على عينتين من هذين المجتمعين ، وكانت نتيجة الاختبار كما يلى :

طلبة السياحة والفنادق طلبة اللغات حجم العينة (ن) محجم العينة (ن) متوسط درجة التحصيل في العينة (س) ١٩٥٥ ٢١ ٢١ الانحراف المعياري في العينة (ع) ٢٥٥٥ ٢١ ٥٥٥٥ ٢١ ٥٥٥٥ ٢١ ٥٥٥٥ ٢١ ٥٥٥٥ ٢١ ٥٥٥٥ ٢١ ٥٥٥٥ ٢١ ٥٥٥٥ ٢١ ٥٥٥٥ ٢١ ٥٥٥ ٢١ ٥٥٥ ٢٠٠٠ ٥٥٠ ٢٠٠٠ ٥٠٠ ٢٠٠٠ ٥٠٠ ٢٠٠٠ ٥٠٠ ٢٠٠٠ ٥٠٠ ٢٠٠٠ ٥٠٠ ٢٠٠٠ ٥٠٠ ٢٠٠٠ ٥٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠ ٢



والمطلوب: هن يمكنك الاستدلال (الاسترشاد) من هذه البيانات على أن هناك فرق حقيقي في القدرة اللغوية بين مجتمعي الطلبة محل الدراسة.

الحسيل

$$\frac{\overline{U} - \overline{U}}{\overline{V}} = \frac{\overline{V}}{\overline{V}}$$

$$= \frac{\overline{V}}{\overline{V}} + \frac{\overline{V}}{\overline{V}} = \frac{\overline{V}}{\overline{V}}$$

$$= \frac{\overline{V} - \overline{V}}{\overline{V}} = \frac{\overline{V}}{\overline{V}} = \frac{\overline{V}}{\overline{V}}$$

، نن ى الجدولية عند مستوى معنوية ٥% هي من منحنى توزيع ى أو من جدول ي = ١,٩٦ .

- .. ى المحسوبة > ى الجدولية .
- .. يوجد اختلاف أي هناك فرق حقيقي بين المجتمعين في القدرة اللغوية وهذا القرار صحيح بدرجة ٩٥% أي باحتمال خطأ ٥%.

ملحوظة:

يبدو بمجرد النظر أن الفرق ١,٥ درجة تحصيل بين متوسطي



العينتين هو فرق طفيف ، إلا أنه بتحويله إلى فرق معيـــاري ومقارنتــه بالتوزيع المعتدل المعياري يعنى أنه فرق حقيقي بين المجتمعين .

مثال ٣:

أجرى اختبار للذكاء على عينتين ، الأولى من طلبة السياحة بعدد ١٦ طالب ، الثانية من طلبة الفنادق بعدد ١٤ طالب ، وكانت النتائج كما يلى : -

العينة الأولى: ن، = ١٦، س ، = ١٠٧، ع، = ١٠

 $\Lambda = \gamma$ ، ۱۱۲ = γ ، ۱٤ = γ ، العينة الثانية : ن

والمطلوب: اختبر عند مستوى معنوية α = ٠٠٠٠ عما إذا كان يوجد فرق حقيقي بين مستوي الذكاء للمجتمعين محل الدراسة .

وذلك بفرض أن التوزيعين معتدلين ، وأن ٥ ۖ واحدة في المجتمعين .

- طبقا للفروض الموضوعة



٠٠. ع = ١,١٣

$$\frac{117-1.7}{\frac{1}{12}} = \frac{1}{17} \sqrt{4,17}$$

، `: ت الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠٠٠ درجات حرية ٢٨ من جدول . $Y, \cdot \xi A =$ ت

- .. ت المحسوبة < ت الجدولية
- . . الفرق غير معنوي أي غير حقيقي بين العينتين أي أن مستوى الذكاء واحد بين مجتمعي الطلبة محل الدراسة وهذا القرار صحيح بدرجه ٩٥% ، أي باحتمال خطأ ٥% .

مثال ٤:

لمقارنة إنفاق مجموعتين من السائحين ثم أخذ عينه عشوائية حجمها ١٠ مفردات من كل مجموعة و كـان إنفاق كـل سائح فـي



المجموعتين كما يلى:

00	11	٦,	٥٢	٤٤	۲۷	٤٨	દદ	٣,٨	٤٧	انفاق سانتع المجموعة الاولى (س،)
ź.	٥.	70	٣٦	44	ź٠	77	77	٣٩	٤٠	انفاق سائح المجموعة الثانية (س.)

 $\mu_2 = \mu_1$ joint de la prime
الحسل

١) الجدول الإحصائي اللازم:

س ۲	۳۰	س ۲	١٠٠
17	٤٠	۴۲۰۹	٤٧
1071	٣٩	1 2 2 2	77.
1.75	٣٢	1987	٤٤
1.19	٣٣	44.8	を 入
17	٤.	44.5	۲۵
777	**	1977	٤٤
1797	٣٦	44.5	٥٢
7777	०५	٣٦	٦.
70	٥,	1977	٤٤
17	٤٠	٣.٢٥	٥٥
17.90	797	74747	٤٨٤

الباب الثالث
$$= .71$$
 الباب الثالث $= \frac{3 \times 3}{1}$ $= \frac{3 \times 3}{1}$ $= 3.83$ دو لار

$$\frac{1}{10} - \frac{1}{10} = \frac{1}{10}$$

$$= \frac{1}{10}$$

$$= \frac{1}{10}$$

$$= \frac{1}{10}$$

$$= \frac{1}{10}$$

$$\frac{r\left(\frac{r\omega + r}{r\dot{\omega}}\right) - \frac{r^{\prime}\omega + r}{r\dot{\omega}}}{r\dot{\omega}} = r^{\prime} e^{\frac{r^{\prime}}{2}}$$

$$= r^{\prime} e^{\frac{r^{\prime}}{2}}$$

$$= r^{\prime} e^{\frac{r^{\prime}}{2}}$$

$$\frac{(\dot{0}_{1}-1)\,3^{7}_{1}+(\dot{0}_{7}-1)\,3^{7}_{7}}{\dot{0}_{1}+\dot{0}_{7}-7}=\frac{3^{7}_{1}+(\dot{0}_{7}-1)\,3^{7}_{7}}{\dot{0}_{1}+\dot{0}_{7}-7}$$

$$01,70 = \frac{7\xi, \lambda1 \times 9 + \Psi V, Y\xi \times 9}{1 \wedge} =$$

$$\frac{\sqrt{2m} - \sqrt{2m}}{\sqrt{2m}} = \frac{\sqrt{2m}}{\sqrt{2m}}$$

$$\frac{\sqrt{2m} - \sqrt{2m}}{\sqrt{2m}} = \frac{\sqrt{2m}}{\sqrt{2m}} = \frac{2m}{\sqrt{2m}} = \frac{\sqrt{2m}}{\sqrt{2m}} = \frac{\sqrt{2m}}{\sqrt{2m}} = \frac{2m}{\sqrt{2m}} =$$

- ٤) : ت الجدولية عن مستوى معنوية ٥٠٠٠ درجات حرية ٢,١٠١=١٨
 - . . ت المحسوبة > ت الجدولية ، وعلية فالفرق معنوى .
 - ن المجموعتين المجموعتين بين متوسط إنفاق المجموعتين $\mu_1 \neq \mu_1$

وإذا كانت العينتين غير مستقلتين (يتبعان مفردة واحدة) :

$$\frac{\sqrt{\sigma} - \sqrt{\sigma}}{\sqrt{\sigma} \times \sqrt{\sigma}} = 3$$

ويستخدم في حالة عدم توافر قراءات مفردات العينتين وإنما يتوفر عنهما

$$\frac{\overline{\omega}_{i}}{\frac{3^{2}}{c}}$$



حيث : ف : هي الفرق بين كل زوج من القرارات لكل مفردة .

س . : هي متوسط الفرق وتساوى بح ف ن

ع ن : هي تباين الفرق .

ويستخدم هذا الاختبار في حالة توافر البيانات الأصلية لزوج كل مفردة ويسمى هذا الاختبار باختبار ت لمقارنة الأزواج.

مثـــال ١

- عند دراسة تأثير دواء معين على ضغط الدم المرتفع تم أخذ عينــة
- من ١٠ أشخاص مصابون بهذا المرض ، وتم قراءة ضغط الدم لكل منهم قبل وبعد تعاطى الدواء محل الدراسة وكانت النتائج كالتالى:

١.	4	٨	٧	٦	0	ŧ	٣	۲	١	المفردات
۲	190	19.	100	۱۸۰	10.	140	17.	۱۸۰	14.	قبل تعاطى الدواء
١٨.	١٨.	140	14.	170	1 : .	14.	100	17.	17.	بعد تعاطى الدواء

والمطلوب: اختبر هل للدواء تأثير أم لا .



الحسل

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

	ف	انفرق (ف)	نعد	قبل	المفردات
	1	١.	١٦٠	17.	١
	٤٠٠	۲.	١٦.	14.	۲
•	40	0	100	١٦.	٣
	Y 0	c	۱٧٠	110	ź
	١	١.	١٤٠	10.	٥
	440	10	170	14.	٦
	770	10	17.	110	Υ
	770	10	140	19.	٨
•	770	10	١٨٠	190	٩
. [٤	۲.	١٨٠	. Y.,	١.
	190.	١٣٠		·	المجموع

$$1 = \frac{1 \cdot v}{v} = \frac{2 \cdot v}{v$$

$$\frac{1}{v} = \frac{1}{v} = \frac{1}$$

$$\gamma_{\lambda, \gamma} = \frac{\gamma_{\lambda, \gamma}}{\gamma_{\lambda, \gamma}} - \gamma_{\lambda, \gamma} - \frac{\gamma_{\lambda, \gamma}}{\gamma_{\lambda, \gamma}} = \gamma_{\lambda, \gamma}$$

$$V.V = \frac{17}{\frac{7}{1}} = 0.0$$



، .. ت الجدولية عند مستوى معنوية ٠,٠٥ ودرجات حرية ٩ = ٢,٢٦٢.

.. ت المحسوبة > ت الجدولية .. الفرق معنوي

التفسير : أن للدواء تأثير على هذا المرض .

متـــال ۲

الجدول التالى يوضح السياحة الوافدة من الصدول العربية فسى عامى 1996 .

عدد السائمين عام ١٩٩٤	عدد السائحين عام ١٩٩٥	الدولة
س۲	<i>س</i> ۱	الدود-
19.45	7.11	الجزائر
144.	1770	البحرين
7.7.7	917	العراق
9774	1177	الأردن
17271	17.517	الكويت
K4 FA	६६७व	لبنان
77077	75579	ليبيا
۲۸۸۵	7777	المغرب
916	1.75	عمان
19799	17707	فلسطين
17.7	1777	قطر
TVA19	5.907	السعودية
14.51	14.41	السودان
15445	1774.	سوريا
2017	0.97	تونس
7777	FPAY	الأمارات

والمطلوب: اختبر هل يوجد فرق بين الحركة السياحية هذه لعامى ١٩٩٤ ، ١٩٩٥ .



الحسل

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

	ف ۲	الفرق (ف)	1998	1990	المفردات
•	VY9	44	1915	7.11	الجزائر
	1 £ 1 1 1 2	177-	١٨٨٠	1404	البحرين
•	10117	177	٣٨٦	017	العر اق
		١٦٠٤	٩٧٨٣	1177	الأردن
		1 : 1	١٣٨٢٢	17517	الكويت
		١٣٥	۳۹۳۸	११७१	لبنان
	·	۱۸٦٣	77077	72579	ليبيا
		0.0	٥٨٨٢	ኘሞለዮ	المغرب
-	:	10.	912	١٠٦٤	عمان
6		7088-	19799	17707	فلسطين
		77	۱۷۰٦	1 У.۳۳	قطر
		7778	۳۷۸۱۹	8.904	السعودية
•		٣٩ ٨٧-	17.01	١٢٠٧١	السودان
•	5.75.77	77	1 2 7 7 2	۱٦٧٨٠	ا سوريا
	7 5 7 7 5 7 7	1072	T011	0.94	تونس
	۳۲	٦.,	7797	FPAY	الأمارات
	15.17190	٨٥	١٦٦٦٢٥	17771.	المجموع

$$\frac{177}{0,7170} = \frac{177}{0} =$$

$$\left(\frac{\mathsf{v}(\omega + 1)}{\mathsf{v}} - \mathsf{v}(\omega + 1)\right) = \mathsf{v}(\omega + 1)$$

$$\left(\frac{\mathsf{'}(\mathsf{u}\mathsf{i} + \mathsf{j})}{\mathsf{v}} - \mathsf{'}\mathsf{u}\mathsf{i} + \mathsf{j} \right) \frac{\mathsf{1}}{\mathsf{1} - \mathsf{v}} = \mathsf{1}^{\mathsf{r}} \mathsf{e} :$$

$$\left(\begin{array}{cc} \frac{1}{\sqrt{(\Lambda^{\circ})}} & -\Lambda \dot{\xi} \cdot \Lambda \cdot 1 \dot{\chi} \end{array}\right) = \frac{1}{\sqrt{1 + (\Lambda^{\circ})^{1/2}}} = \frac{1}{\sqrt{1 + (\Lambda^{\circ})$$

٥٦٠٠٨٩٦,٢٢٩ =

$$\frac{\partial u}{\partial x} = \frac{\partial u}{\partial x} =$$

- ، ". ت الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠٠٥ ودرجات حرية ١٥ = ٢,٣١
 - ٠٠٠ ت المحسوبة < ت الجدولية وعليه فافرق غير معنوى .
- . . نقبل الفرق وهو لا يوجد فرق في الحركة السلياحية بين عامي
 - . 1990 , 1998



مئـــال ٣

الجدول التالي يبين عدد الليالي السياحية بالدرجات الفندقية خلال شهري يناير ويونيو عام ١٩٩٢، والمطلوب مقارنة الإقامة في الدرجات الفندقية خلال الشهرين.

تحت التقييم	نجمه	۲نجمه	۳نجوم	\$نجوم	٥ نجوم	الدرجة الفندقية
759	٤٨	99	777	١٨٧	570	يناير
757	77	٧٥	Y+A	100	777	يونيو

الحسل

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

ف٢	الفرق (ف)	يناير	يونيو	الدرجة الفندقية
۳٤٨١	09-	240	777	٥ نجوم
1.75	٣٢-	١٨٧	100	ة نجوم
٦٨٤	۲۸-	747	۲.۸	٣ نجوم
OYT	£ Y—	99	Yo	۲ نجمه
1125	14-	٤٨	. ٣٦	نجمه
47	7-	859	757	تحت التقيم
7.47.5	١٨٨	١٣٧١	1117	المجموع

$$\left(\frac{\mathsf{Y}(\mathbf{u}^{\mathsf{Y}}+\mathbf{u}^{\mathsf{Y}})}{\mathsf{U}}-\mathsf{Y}(\mathbf{u}^{\mathsf{Y}}+\mathbf{u}^{\mathsf{Y}})\right)\frac{1}{\mathsf{V}-\mathsf{U}}=\mathsf{U}^{\mathsf{Y}}$$

$$\left(\begin{array}{c} \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \wedge \lambda^{2}\right) - \frac{1}{2} & - \frac{1$$

- ، : ت الجدولية عند مستوى معنوية ٠,٠٥ درجات حرية تساوى ٢,٥٧١
 - .. ت المحسوبة > ت الجدولية وعلية فالفرق معنوي .
- . . لا تقبل فرض العدم وتقبل الفرض البديل وهو وجود فــرق حقيقــي
 - بين مدة الإقامة في الشهرين وذلك بدرجة ثقة ٩٥% .



ثالثا : اختبار عدة متوسطات عينات : (تحليل التباين)

: عينهم

من المعلسوم أن اختبار ى (Z) يقتصر علسى مقارنة المجموعتين اللتين يكون كلا من σ ، θ لمجتمعيها معلومتين لدى الباحث و هو الأمر الذي لا يتوافر في جميع الأحوال . كما أن اختبار ت (T) لا يكون عمليا في المقارنة بين عدة مجموعات حيث لابد مسن حساب عدة قيم لـ ت حتى يمكن مقارنة اثنين كل مره و هو أمـر خير عملى ، فمثلا إذا كنا نريد مقارنة ٣ مجموعات أي ٣ متوسطات مجموعات باستخدام اختبار ت فإننا سنجرى ٣ مقارنات ، وإذا كنا أسلم ٥ مجموعات فسسنجرى ١٠ مقارنات ('قرم = ١٠) ، وإذا كنا أمام • امجموعات فسنجرى ٥٥ مقارنة ('ق، = ٥٥) ويعتبر هــــذا الأمــر مجهد جدا . وأنه للتغلب على هذه الصعوبات تمكن العالم فيشر عام ١٩٢٥ من إيجاد طريقة إحصائية تمكن من إجراءات المقارنة بين عدة متوسطات في أن واحد تعرف بطريقة تحليك التباين Analgsis of Variance واختصار ANOVA ثم إجراء اختبار المعنوية لنتائج



التحليل باستخدام المختبر الإحصائي F نسبة إلى العالم فيشر ، ويجسرى التحليل والاختبار كما في المثال الإيضاحي التالي :

لإجراء المقارنة بين طلاب أقسام السياحة والارشاد والفنادق في امتحان اللغة الانجليزية ثم أخذ عينة عشوائية من كل قسم حجمها ٥ أفواد وكانت درجاتهم كالتالى:

طلبة الارشاد	طلبة الفنادق	طلبة السياحة
٣	4	1
٧	١٢	۲
٧	١٤	٣
٦	λ	٤
		V

خطوات تحليل التباين واستخدام اختبار ف لإجراء المقارنة:

١) حساب التباين الكلى باعتيار جميع مفردات المجموعات كمجموعة واحدة:

$$\frac{(\overline{\omega} - \overline{\omega})}{1 - \overline{\omega}} = \frac{7}{5}$$

⁽۱) سَنَ للسياحة = ؟ ، سَنَ للفنادق = ٩ ، سَنَ للارشاد = ٥ ، سَنَ = ٦



٢) تعليل النباين الكلى إلى مكوناته :

أ- التبابن داخل المجموعات:

- مجموعة هو متوسط مجموع مربعات انحرافات القيم عن متوسطها الحسابي .

$$r'$$
خ + r' و + r' و + r' النباین داخل المجموعات = ع

ب- التباين بين المجموعات:

- وهو متوسط مجموع مربعات انحرافات متوسطات المجموعات عن متوسطهم الحسابي أي $\frac{\sqrt{100} \sqrt{100}}{1 1}$ مرجحا بالأوزان أي بعدد مفردات كل مجموعة .
 - $\frac{(7-9)^{0}+(7-9)^{0}+(7-1)^{0}}{1-7}=\frac{(7-7)^{0}+(7-7)^{0}}{1-7}$



ويتضح أن مجموع التباينين داخل المجموعات وبين المجموعات يساوى التباين الكلى أي $\frac{V^{\Lambda}}{1} + \frac{V^{\Lambda}}{1} = \frac{11}{11}$ مع ملاحظة أن الجمع

- هنا جمع إحصائي وليس جمع حسابي .
- ") ف = التباين بين المجموعات التباين داخل المجموعات
- $0, \hat{z} = \frac{70}{7,0} =$
- 3) نقارن ف المحسوبة بـ ف الجدولية عنـ د مسـ توى معنويــ ق 0.00 ودر جات حرية (Y, Y, Y) والتي تساوى (Y, Y, Y) من جدول توزيع ف(Y, Y, Y).
 - ن. ف المحسوبة > ف الجدولية وعليه فالفرق معنوى.
- .. يوجد فرق حقيقي بين المجموعات الثلاثة أي أنهم ليسوا في مستوى واحد وهذا القرار بدرجة ثقة ٩٥%.

ويمكن صياغة خطوات الحل السابقة في جدول يسمي بجدول تحليل

⁽۱) سير د تباعا شرح جدول توزيع ف .



: Analgsis of Variance : التباین کما یلی

	متوسط مجموع	مجموع مربعات	درجات	مصدر
F	مربعات الانحرافات	الانحرافات	الحرية	التباين
	MS	SS	D.F	S.V
0, £ =	٣٥	٧٠	۲	بين المجموعات BSS
4.0	٦,٥	٧٨	۱۲	داخل المجموعات WSS
		1 \$ A	1 \$	الكلى TSS

Source of Variation S. V

Between Sums of Squars BSS

Withen " " " WSS

Degree of friadiam D.F

SS

مثـــال ۲

فى تجربة ما تم المقارنة بين ٣ عينات بكل عينة ٥ مشاهدات ، والمطلوب عمل جدول تحليل التباين إذا علمت أن مجموع المربعات الكلية ٢٠٠، وأن التباين داخل المجموعات (الخطأ التجريبي) هو ١٠، وأن F الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠،٠ ودرجات حرية (٢٠،٢) هو ٣.٩.



الحـــل

- ن عدد العينات ٣ وحجم كل عينة ٥
- . . العدد الكلى للمفردات = ١٥ مفردة
- .. درجات الحرية الكلية = ن ١ = ١٥ ١ = ١٤.
 - ، :: عدد العينات ٣
- Y = 1 Y = 1 U = U U = V U =

جدول تحليل التباين:

F	متوسط مربعات الانحرافات	مجموع مربعات الانحرافات	درجات الحرية	مصدر التباين
٤٠	٤٠	٨٠ :	۲.	بين المجموعات
١.	٠. ١٠	17.	. 14	داخل المجموعات
		۲.,	1 1 5	الكلى

- .. ف المحسوبة > ف الجدولية .
- . . الفروق بين المجموعات التّلاتة فروق معنوية (حقيقية) .



ونستنتج من ذلك أن المجموعات الثلاثة مختلفة عن بعضها وأن هذا القرار بدرجة ثقة ٩٥%.

متـــال ٣

لمقارنة الأجر الشهري للعمال في ٣ شركات سياحية تم أخذ عينة من عمال كل شركة وكانت أجورهم كما في الجدول التالي:

الشركة الثالثة	الشركة الثانية	الشركة الأولى	المعاملات المشاهدات (الاجور) (العمال)
۲۸	۲۸	٧٨	العامل رقم ١
Λ£	۹.	۸.	العامل رقم ٢
٨٢	9 8	٨٦	العامل رقم ٣
		. A £	العامل رقم ٤

والمطلوب: اختبر وجود فرق بين أجر العمال في الشركات الثلاثة

الحسل

يتم هذا الاختبار باستخدام أسلوب تحليل التباين كما يلى :

١) حساب المتوسط لكل مجموعة:



$$\sqrt{V} = \frac{\Lambda \xi + \Lambda \eta + \Lambda \eta + \Lambda \eta + \Lambda \eta}{2} = \Lambda \eta$$

المجموعة الأولى = $\frac{3}{2}$

$$q. = \frac{q \cdot + q \cdot + q}{\pi} = \frac{q \cdot + q \cdot + q}{\pi}$$

$$\Lambda \dot{z} = \frac{\Lambda \dot{z} + \Lambda \dot{z} + \Lambda \dot{z}}{\Psi} = \frac{\Lambda \dot{z} + \Lambda \dot{z} + \Lambda \dot{z}}{\Psi}$$

٢) حساب المتوسط العام:

٣) حساب التباين داخل كل مجموعة:

$$\frac{rr}{r} = \frac{rr}{r} = \frac{rr}{r} = \frac{rr}{r} + \frac{rr}{r}$$

$$\frac{\Lambda}{V} = \frac{(\Lambda^{\xi} - \Lambda^{\chi}) + (\Lambda^{\xi} - \Lambda^{\xi})^{+} (\Lambda^{\xi} - \Lambda^{\chi})}{V} = \frac{\Lambda}{V}$$

$$\frac{\Lambda}{V} = \frac{\Lambda}{V} + \frac{\pi V}{V} + \frac{\xi}{V} = \frac{\pi V}{V} + \frac{\pi V}{V}$$

مع ملاحظة أن الجمع هنا جمع إحصائي وليس جمع حسابي .



٤) التباين بين المجموعات :

ع بين المتوسطات والمتوسط العام =

$$\frac{11!}{7} = \frac{(\wedge \circ - \wedge \circ)^{T} + (\wedge \circ - \wedge \circ)^{T} + (\wedge \circ - \wedge \circ)^{S}}{7} =$$

التباین الکلی :

$$\frac{1-6}{\sqrt{2m-m}} = \frac{1}{\sqrt{2m-m}}$$

$$3^{7} = \frac{1}{p} \left[\left(\lambda \vee - 0 \wedge \right)^{7} + \left(\wedge \wedge - 0 \wedge \right)^{7} + \left(\wedge \wedge - 0 \wedge \right)^{7} + \left(\partial \wedge - 0 \wedge \right)^{7} + \left$$

$$+(\Gamma \land -\circ \land)^{\gamma} + (\land \circ -\circ \land)^{\gamma} + (3 \circ -\circ \land)^{\gamma} + (\Gamma \land -\circ \land)^{\gamma}$$

$$(19 \pm)$$
 $\frac{1}{9} =$



ويلاحظ أن:

التباين الكلى = التباين داخل المجموعات + التباين بين المجموعات

$$\frac{11!}{V} + \frac{\lambda}{V} = \frac{19!}{9}$$

ANOVA

٦) جدول تحليل التباين :

F	متوسط مجموع مربعات	مجموع مربعات	درجات الحرية	مصدر البيانات
o =	٥٧	۱۱٤	۲	بين المجموعات
وتسمى F المحسوبة	* 11,2	٨٠	٧	داخل المجموعات
		198	٩	الكلى

- - . F المحسوبة F الجدولية وعليه فالفرق معنوى .
- ن فرض فرض العدم وهو أن $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ ونقبل الفرض ...

[&]quot; هو النباين داخل المجموعات ويسمى بالخطأ اتجريبي .



البديل وهو أن $\mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3$ ، أي يوجد فرق بين البيانات المعطاة ، أي يوجد فرق بين الأجور في الشركات الثلاثة .

متـــال ٤

لمقارنة الانفاق السياحي في مصــر وفقـا للأسـواق السـياحية

المصدرة للسياحة في العالم تم اختبار ٤ سائحين اختبارا عشوائيا من كـــل من هذه الأسواق وكانت النتائج المتحصل عليها كالتالي :

پوم	انفاق السائح في اليوم			المعاملات (انفاق السائح)	
ź	٣	۲	١	وع السائح)	المشاهدات (ن
0.	٦,	źo	00	Í	أوربا
40	00	źo	ź٠	ب	أمريكا
ź٠.	40	ź٠	źo	 -	أسيا
źο	źo	ź٠	۳.	۶	افريقيا
٤٠	10	٣0	٣.	a	استراليا

المطلوب: اختبر هل يوجد فرق معنوي بين أنواع السائحين الخمسة فيي الإنفاق السياحي .



الحسيل

ملاحظات:

1-يلاحظ أننا أمام ٥ عينات بكل عينة ٤ مفردات ، ولاجراء المقارنـة يستلزم اجرائها بين عدة متوسطات عينات أي متوسطات العينات العينات الخمسة وهنا يتم استخدام جدول تحليل التباين والمختبر الإحصائي F.

٢-أنه بدلا من استخدام طريقة الفروق كما في الأمثلـــة السابقة سيتم استخدام القيم الأصلية مباشرة مع تطبيق القوانين المناسبة (١) وهي:

$$\frac{\text{Y}(2m-1)}{\text{U}} = \text{SST}$$
 المجموع الكلى للمربعات SST = بح س

حيث: ت هي عدد المشاهدات ، س هي عدد المعاملات

$$\frac{\text{Y}(\sqrt{2} - \frac{\text{Y}(2 - 1)}{2})}{\sqrt{2}} = \frac{\text{SSB}}{\sqrt{2}} = \frac{\text{SSB}}{\sqrt{2}} = \frac{\text{Y}(2 - 1)}{\sqrt{2}}$$

(۳) مجموع المربعات بين المجموعات SSW =
$$> m^{7} - \frac{> (> m^{2})^{3}}{> m^{2}}$$
 ونتابع حل المثال كما يلى :

[•] لكل من القوانين الثلاثة إثباتها الرياضي القائم على أن مجموع المربعات = بر (س _ س)



TEAT1, TO -

$$\frac{\lambda \xi \circ}{} = \nabla \xi \lambda \zeta 1, \forall \circ -$$



تانيا: جدول تحليل التباين:

E	متوسط مجموع	مجموع	درجات	مصدر البيانات
Г	مربعات	مربعات	الحرية	
$\xi, \forall \xi = \frac{\forall 11, \forall 0}{\xi \xi, 0 \Lambda}$	711,70	Λξο	ź	بين المجموعات
وتسمى F المحسوبة	*	٦٦٨,٧٥	10	داخل المجموعات
			19	الكلى

F . وریة (۱۵، ۵) هسی F . الجدولیة عند مستوی معنویة F . وریة (۲، ۱۵) هسی F . F

- $\cdot \cdot f$ المحسوبة F < F الجدولية وعليه فالفرق معنوي .
 - . . نرفض فرض العدم ونقبل الفرض البديل أي أن

 $\mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \neq \mu_4 \neq \mu_5$ أي أن الاختلافات بين المتوسطات الخمسة أكبر من الاختلافات العشوائية ، أي أن الفرق حقيقي ولم ينتج عن الصدفة ، وهذا القرار على صواب في 90% من الحالات .

^{*} هو التباين داخل المجموعات ويسمى بالخطأ اتجريبي .



ثالثًا: مقارنة الأنواع ببعضها:

ت الجدولية عند مستوى معنوية α ودرجات الحرية المقابلـــة L.S.D

Lest Significance Difference وهو:



ونعود لحل المثال

$$\frac{\underbrace{\text{$\xi, \circ \Lambda} \times Y}}{\underline{\xi}} / \times Y, |Y| = \text{$L.S.D.}$$

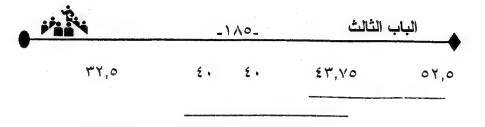
حیث ت الجدولیة عند مستوی معنویة ۰,۰۰ درجات حریـــة ۱۰ هی ۲,۱۳۱

$$= 171,7 \times 77,3 = 1... دولار$$

، وبتوزيع المتوسطات الخمسة بطريقة تتازليا:

a	۶	<u>ج</u>	ب	Í	لات تنازليا	التوسم
۳۲,0	ź٠	٤٠	٤٣,٧٥	07,0	1	07,0
٠٢٠	17,0	117,0	۸,٧٥	صفر	ب	٤٣,٧٥
*11,70	٣,٧٥	٣,٧٥	صفر		-	٤٠,٠٠
٧,٥	صفر	صفر			۶	٤٠,٠٠
٧,١	صفر					۳۲,0٠
صفر						

يتضح من العلامة * تعنى وجود فرق معنوي بين المتوسطين مثلا (أ، ج)، (ب، ه) وعلى ذلك فالإيضاح التالي يبين بسهولة المتوسطات المتساوية



فالمتوسطات المتساوية هي التي تحتها خط فقط.

الفصل الثاني

اختبار التباينات (التجانس)

أولا : اختبار تباینی مجموعتین ر تجانس مجموعتین)

تهتم الاحصاء الوصفى بقياس تشتت البيانات وذلك لمعالجة ما قد تحدثه مقابيس النزعه المركزية من تضليل ، ويعد الانحراف المعيارى هو اهم الطرق الاحصائية فى قياس ووصف تشتت البيانات . فيإذا قام باحث بحساب الانحراف المعيارى لدرجات امتحان مجموعتين مسن الطلاب فى مادة الاحصاء وتبين ان الانحراف المعيارى للمجموعة الثانية ، ١ درجات ، فإن الباحث يدرك ان طلاب المجموعة الأولى متقاربين فى الدرجات التسمى حصل ويدرك ان طلاب المجموعة الأولى متقاربين فى الدرجات التسمى حصل عليها ، أى ان التشتت فى درجاتهم متقارب أى ضيقا أى متجانس ، ومن ثم فإن درجات المجموعة الثانية متباعدة أى واسعا أى غير متجانس .



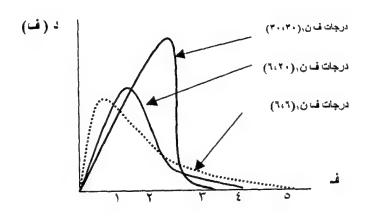
وعلى ذلك فالباحث لا يستطيع أن يصل الى قرار في شأن تجانس مجموعة واحدة ما لم يقم بمقارنة تشنتها بتشنت مجموعة ثانية ، أى يقارن بين الانحراف المعيارى للمجموعة الاولى بالانحراف المعيارى للمجموعة الأولى بالانحراف المعيارى للمجموعة الثانية ، وهنا قد يجد الباحث ان الانحراف المعيارى للمجموعتين متساويين أى لا فرق بينهما ولذلك يستنتج ان المجموعتيان متجانستين ، وقد يجد فرق بينهما والسؤال هل هذا الفرق فرق واضح لمعنى أم انه فرق ظاهرى ناتج عن الخطأ العشوائى عند اختيار مجموعتى البحث ، وهنا يتدخل الاحصاء التحليلي لمعرفة ما اذا كان هذا الفرق معنوى ام غير معنوى ، والمختبر المعنى بالكشف عن معنوية هذا الفرق هو اختيار النسبة الفائية أي ف أو F وهو عبارة عن المعادلة التالية :

$$\frac{3^{7}}{3^{7}}$$
 بدرجات حراریـة (ن - ۱) للبسـط، (ن - ۱)

للمقام ، وعلى أساس ان البسط يكون للتباين الكبير والمقام للتباين الصغير. وقد ثبت (العالم فيشر) ان استخدام النسبة الفائية للمقارنة بين تبايني مجتمعين هو الأصح لعملية المقارنة من استخدام اختبار الفرق بينهما . وتعتبر ف متغير عشوائي متصل تستراوح قيمته بين الصفر



والمالانهاية ولا يأخذ قيمة سالبة ذلك لانه عبارة عن نسبه بين تباينين كما في الشكل التالي :-



و كما في كل التوزيعات المتصلة فإن توزيع ف يعبر عن المساحة تحست المنحنى ، ويلاحظ ان شكل هذا المنحنى يتأثر بحجم العينتين ، ويقوم هذا التوزيع على انه اذا تم اخذ كل العينات الممكنه ذات الحجم ن ، من مجتمع موزع توزيع طبيعى تباينه σ' , ثم حسب تباين كل عينه من هذه العينات مع أ , بدرجات حربه (ن ، -1) ، ثم أخذت كل العينات الممكنة ذات الحجم ن ، من مجتمع موزع توزيع طبيعى تباينه σ' ، ثم حسب تباين كل عينسه من هذه العينات عربه (ن ، -1) ، ثم أخذت كل العينات الممكنة ذات الحجم من هذه العينات عربه (ن ، -1) ، فإن التوزيع التكسرارى الكل النسب الممكنة لتباينات عينسات المجتمع الاول وتباينسات عينسات الكل النسب الممكنة لتباينات عينسات المجتمع الاول وتباينسات عينسات

ولتوزيع في جداول خاصه تبين قيم ف عند درجات حرية مختلفة لكلا من البسط والمقام بحيث يمثل الصف الاول في هذا الجدول درجات الحريه للبسط ،وبحيث يمثل العمود الاول درجات الحرية للمقام ،وذلك عند مستوي معنوية ٥% او ١% وسيتضح ذلك عند تناول الامثلة التالية:

ثانيا: الامثلة:

متـــال ١

إذا كان الانحراف المعياري لدرجات امتحان ٣١ طالب في مادة الاحصاء يساوى ٧ درجات ، ولعدد ٥١ طالب يساوى ٥ درجات فالمطلوب:

١-احسب قيمه ف



٢- أوجد درجات الحريه

٣- أوجد قيمة ف الجدولية عند مستوى معنوية ٠,٠٠، ،٠,٠٠

٤ – اختبر معنوية الفرق بين تبايني المجموعتين .

لحـــل

$$\frac{3''}{1}$$
 التباین الکبیر $\frac{3''}{3}$

 $= \frac{1}{7}$ = 1,97 e $\frac{1}{1}$

Y-درجات الحريه = (ن - ۱) للتباين الكبير ، (ن - ۱) للتباين الصغير

$$(1-01)$$
, $(1-7)$ =

0. , 4. =

۳-ف الجدوليه عند مستوى معنويه ۰,۰۰ ، بالكشف فى جدول توزيع فى فى الصف الاول حيث درجات الحريه للتباين الكبير وفى العمود الاول يسارا حيث درجات الحريه للتباين الصغير ثم بتلاقيهما نحصل على النسبه الفائية عند مستوى معنوية ۰,۰۰ وأسفلها عند مستوى



معنویه ۰,۰۱ و علی ذلك تكون ف الجدولیة عند مستوی معنویسه ٥٠,٠٥ و عند صنتوی معنویسه معنویه ۱,۰۱ و عند صنتوی

٢٠- بمفارنه ف المحسوبه بالجدولية عند مستوى معنويه ٠٠٠٥ ودرجات
 حريه (٣٠، ٥٠) نجد أن :

ف المحسوبة > ف الجدولية لذلك فالفرق معنوى ومن ثم فالمجموعتين غير متجانستين من حيث التشتت بدرجة ثقه ٩٥%

مثال ٢

البيانات التالية لفوجين من السياح وفقا لإنفاقهما على منتجات خان الخليلي بالدو لار خلال أسبوع ، وكان الفوج الأول يتكون من ١٠ أفراد والفوج الثاني يتكون من ٨ أفراد :

۲١	۱۷	۲.	١٨	١٢	١.	17	10	١٨	١.	الفوج الاول س،
		٤.	۲۸	**	۳.	٤٢	40	44	70	الفوج الثاني س٠



والمطلوب :

اختبر صمة فرض الفوج أى ٢٠٥٠

تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

س ۲	س ۲	س۲	۱۳
770	1	40	١.
を入 を	٣٢ ٤	**	١٨
1770	770	40	10
1107	707	٤٣	١٦
9	١	۳.	١.
至八至	1 2 2	44	17
٧٨٤	44 8	4.4	١٨
17	٤.,	٤٠	۲.
	119	• •	١٧
	2 2 1		71
VY01 = &	ب = ۲۲۰۳	777= <i>s</i>	بح =۱۵۷

$$10.7\% = \frac{\frac{1}{1.0} - 11.7}{9} = \frac{\frac{1}{1.0} - \frac{1}{1.0}}{\frac{1}{1.0}} = \frac{\frac{1}{1.0} - \frac{1}{1.0}}{\frac{1}{1.0}} = \frac{1}{1.0}$$



التباين الكبير التباين الصغير

= ٢,٢٩ وهي ف المحسوبة

، ٠٠٠ الجدوليه عند مستوى معنويه ١٠،١ ودرجات حريه ٢،٩٠

. ف المحسوبه < ف الجدوايه وعليه فالفرق غير معنوى

.. يقبل فرض العدم أى أن ٥٠٠٥ و من شم فالمجموعتين
 متجانستين و هذا بدرجة ثقه ٩٩%.



ثانيا : اختبار تباينات عدة مجموعات (تجانس المجموعات) :

مثـــال

اختبر تجانس ٨ أفواج سياحية من أوربا وفقا لانفاقهم اليومى (بالدولار) بمدينة الاقصر علما بان تباينات كل من الافواج ودرجات الحريه هي:

	٨	٧	٦	٥	٤	٣	۲	١	الفوج
1	١٠,١٦	۲ ۳,۷1	۲۰,۳٥	19,7	9,87	79,98	75,77	۲,0	ع ٔ
-						4		4	درجات الحريه
	λ	λ	^	^	^	^	^	^	د٠ح

الحسال

الجدول الإحصائي اللازم:

(د.ح) ع ً ـ	اللوغارتم الطبيعي لـ ع' (ع'ــ)	(۲۰-۱) ع	ع ٔ	د،ح
17,1,497	1,7527	٤١,٥٩	٥,٢	٨
3777,47	4,041	۲۷۳,۷۳	45,44	٨
44,1914	٣,٣٩٨٩	789,51	79,98	٨
11,7770	7,715	٧٨,٥٧	۲۸,۴	λ
۲۳, ٦٨٠٨	7,97.1	105,57	19,5	٨
75,1.57	7,.171	۱٦٢,٨١	7.,70	λ
70,7777	7,1709	129,41	77,71	A
14,0544	7,7112	۸۱,۳۲	11%	λ
بح = ۱۷۸٬۵۷۸ =	77,777°= ×	ج = ۱۲۲۱,٥٥	بح = ۶، ۲۰۱۲	بي = ٤ ٢



$$\left(2 \times (2.2) \right) = - \left\{ \frac{1}{(2.2)} \right\} \left(2.2 \right) = \frac{1}{(2.2)^{3}} = \frac{1}{(2.2)^{3}$$

عند درجات حریه ك -١

$$\left\{\frac{1}{(z-1)}\right\} = 1 + 1 = \frac{1}{(z-1)}$$

$$= 1 + \frac{1}{11} \times \text{SYT3AP}$$

= 9,7 وهي كا المحسوبة

، ٠٠٠ كا الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠٠٠ ودرجات حريمه ٧

هی ۱٤,۰۷



الفصل الثالث

اختيار النسب

تمهيد :

كثير ما يلجا الباحثون إلى عمل استمارة استبيان للحصول على البيانات ، وقد يحتوى الاستبيان على أسئلة من النوع الثنائي الاحتمال فسى الإجابة أي بنعم أو لا ، ولتحليل تلك البيانات يقوم الباحث بالتعرف على نسبه الأفراد الذين أجابوا بنعم ونسبه الافراد الذين أجابوا لا ، لكن اذا كانت تلك البيانات لمجموعتين فان التحليل الاحصائي الاعمق من ذلك يتطلب مقارنه نسبة أفراد المجموعه الاولى الذين أجابوا نعم بنسبة افراد المجموعه الاولى الذين أجابوا نعم بنسبة افراد عمراني المجموعة الأولى الذين أجابوا نعم بنسبة افراد يوجد فوق المجموعة النانية الذين أجابوا بنعم ايضا ، ولما كان في الغالب يوجد فوق حسابي بين النسبتين فان الباحث يريد ان يعرف معنوية هذا الفرق ، وهنا يتم استخدام المعادلة :

$$\omega = \frac{\ddot{\omega} - \ddot{\omega}_{1}}{(\ddot{\omega} + \ddot{\omega}_{1})(\ddot{\omega} + \ddot{\omega}_{1})}$$



حبث:

ق.: النسبة في المجموعة الأولى

ق، : النسبة في المجموعة الثانية

ق: النسبة العامة للمجموعتين

ن : عدد أفراد المجموعة الأولى

ن، : عدد أفراد المجموعة الثانية

المقام: الخطأ المعياري للنسبتين

متــال

إذا كان أحد أسئلة الاستبيان الموجهة لطلبة الفنادق هي :

هل استفدت من التدريب بالفندق نعم () لا ()

فإذا كان عدد الطالبات ١٢٥ طالبه ،وعدد الطلاب ٨٤ طالبا ، وكان عدد الطالبات الذين أجابوا نعم ٩٠ طالبه ، وعدد الطلاب الذين اجابو نعم ٠٠



طالبا، فهل يوجد فرق معنوى بين نسبة المستفدين من الطالبات ونسببة المستفدين من الطلاب من التدريب بالفندق .

الحسال

$$. VV = \frac{V \cdot + 4 \cdot}{\Lambda t + 1 Y \circ} = 0$$

$$\frac{\bar{b}_{1} - \bar{b}_{7}}{(\bar{b}_{1} + \bar{b}_{1})(\bar{b}_{1} + \bar{b}_{1})} = 0$$

$$\frac{\bullet. \land \forall - \bullet, \lor \forall}{(\frac{1}{\land \pounds} + \frac{1}{\lor \lor \circ}) (\bullet, \lor \forall \lor \lor, \lor \lor)}$$

$$1, \wedge \circ \frac{\cdot 11}{\cdot, \cdot \circ \circ} = \frac{\cdot, \cdot 11}{(\cdot, \cdot 17 + \cdot, \cdot \cdot \wedge)(\cdot, 177)} = \frac{\cdot, \cdot 11}{(\cdot, \cdot 17 + \cdot, \cdot \cdot \wedge)(\cdot, 177)}$$



- ، ٠٠٠ ى الجدولية عند مستوى معنوية ٠,٥ هي ١,٩٦
- .. ى المحسوبة < ى الجدولية وعلية فالفرق غير معنوى بدرجة ثقة ٩٥%
 - .. لا يوجد فرق معنوى بين نسبة الطالبات ونسبة الطلبـــة مــن حيـث الاستفادة من التدريب بالفندق .

الفعل الرابع

اختبار الفرق بين التكرار المشاهد والتكرار التوقع

تمهيد

نعلم أن بعض المفردات الإحصائية يمكن قياسها قياسا كميا كالمفردات المتعلقة بالأوزان أو الطول أو الحجم أو الدخال أو السن وتسمى هذه البيانات بالبيانات القياسية Мeasurements data كما نعلم ان البعض الاخر للمفردات الإحصائية لا يمكن قياسها قياسا كميا وانما قياسا عدديا كالمفردات الإحصائية المتعلقة بعدد السائحين الواصلين جوا وبرا وبحرا أو عدد نزلاء فنادق الدرجة الخامسة والرابعة والثالثة... أو عدد الحشرات الميتة والحية في تجربة معينة وتسمى هذه البيانات العددية Data Enumeration .



وقد نحتاج إلى مقارنة التكرارات المشاهدة Observed بالتكرارات المتوقعة Expected بهدف معرفة هل التكرار المشاهد يختلف عن التكرار المتوقع اختلافا بسيطا لا يعتد به أم اختلاف جوهوي، وقد وجد كارل بيرسون عام ١٨٩٩ أن الذي يحسم هذه الإجابة هو استخدام اختبار كا

$$(1 - \bar{b})^{\frac{1}{2}} = \lambda$$
عند درجات حریة (\bar{b} – ۱)

حيث:

كا لا : هي الحرف اليوناني كا وتقرأ كاى تربيع .

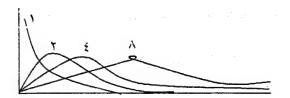
ش: التكرار المشاهد.

ق: التكرار المتوقع.

وتوزيع كا ليأخذ الشكل البياني التالي وهو يوضح عدة منحنيات حسب درجات الحرية :(١)

⁽۱) در اسة هذا التوزيع سنتم في مواضع آخري.





فإذا كانت كا حصور دل ذلك على عدم وجود فرق بين التكرار المشاهد والتكرار المتوقع أي أنهما متساويان ، أما إذا زادت قيمة كا عند الصفر دل ذلك على وجود فرق بين التكرار المشاهد والتكرار المتوقع ، وأنه باختبار هذا الفرق نتمكن من معرفة هل هو فرق ظاهرى أم فرق معنوى، ولدقة اختبار كا يلزم توافر الشروط التالية :

١-أن يكون حجم العينة كبير .

٢-ألا يقل عدد التكرارات عن ٥٠.

٣-ألا يقل التكرار في الفئة الواحدة عن ٥ ، ولذلك بفضل ضمم الفئمات
 التي تحتوي على تكرارات غير كافية .



أمثلة تطبيقية:

أو لا : التوزيع التكراري البسيط (متغير واحد) :

مثــال ١

إذا كانت البيانات المسجلة على عبوة مبيد حشري تغيد بأنه يتم قتل ٨٠% من الحشرات بعد الرش بثلاث دقائق ، وأراد مسئول النظافة بالفندق اختبار تأثير هذا المبيد فقام برشه على ٢٠٠ حشرة ثم قام بحصر عدد الحشرات الميتة والحية المتبقية كما يلى :

التكرار المتوقع (ق)	التكرار المشاهد (س)	التكر ارات المشاهدات
۸۰	1	الحشرات الحية
٣٢.	٣.,	الحشرات الميتة
٤٠٠	٤٠٠	المجموع

والمطلوب اختبار صدق البيانات المسجلة على العبوة .

الحسل

والجدول الإحصائي اللازم:

(ش – ق) ^۲ ق	ش – ق	ق	m	المشاهدات الحشرات
. 0	۲.	٨.	1	الحشرات الحية
1,70	۲	٣٢.	۳.,	الحشرات الميتة
٦,٢٥	صفر	٤٠٠	٤٠٠	المجموع



$$\left(\begin{array}{c} \frac{\mathsf{Y}(\bar{u}-\bar{v})}{\bar{u}} \end{array}\right) \neq \frac{\mathsf{Y}(\bar{u}-\bar{v})}{\bar{u}}$$

= ٦,٢٥ وهي كا^٢ المحسوبة

``` کا $^{7}$  الجدولیة عند مستوی معنویة  $^{9}$ , و در جات حریق ( ن  $^{-}$  ۱)

 $= Y - I = I \triangleq_{\lambda} \lambda, \forall \lambda \in \mathcal{X}.$ 

.. كا المحسوبة < كا الجدولية وعليه فالفرق معنوى

لذلك لا نقبل فرض العدم وبالتالي بيانات العبوة غير صادقة .

### مئــال ۲

الجدول التالي هو جدول توزيع تكراري لعدد ٥٥٦ سائح وافد موزعين حسب الجنسية :

| المجموع | أمريكي | إيطالي | انجليزي | فرنسي | الجنسية      |
|---------|--------|--------|---------|-------|--------------|
| 700     | 44     | ۱۰۸    | 1 • 1   | 710   | عدد السائحين |

وإذا علمت أن التوزيع المتوقع من تلك الجنسيات (التوقيع بناءا على خبرات سابقة ) هو 9: ٣: ٣: ١ على الترتيب ، فاختبر عما إذا كان التوزيع المشاهد (الفعلى) يتفق مع التوزيع المتوقع .



### الحال

| (ش – ق) <sup>*</sup><br>ق | ش – ق  | ق             | ů   | المشاهدات (الجنسية) |
|---------------------------|--------|---------------|-----|---------------------|
| ٠,٠١٦٢                    | ۲,۲٥   | <b>717,70</b> | 710 | فرنسي               |
| ۰,۱۰۱۳                    | 4,70-  | 1.2,70        | 171 | إنجليزي             |
| ٠,١٣٤٩                    | ٣,٧٥   | 1 . £, 70     | ١٠٨ | إيطالي              |
| ٠,٢١٧٦                    | Y, Y0- | T £, V0       | ٣٢  | أمريكي              |
| ٠,٤٧                      | صفر    | 700           | 200 | المجموع             |

$$\left(\begin{array}{c} \frac{1}{\sqrt{(\bar{\omega}-\bar{\omega})}} \\ \frac{1}{2} \end{array}\right) \neq -\frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times$$

# = ۰,٤٧ وهي كا<sup>٢</sup> المحسوبة

، `` کا الجدولیة عند مستوی معنویة ۰,۰۰ درجات حریة (- - 1) = 3 - 1 = 7 هی - 1 - 1 = 7

. كا المحسوبة < كا الجدولية وعليه فالفرق غير معنوى .

لذلك نقبل فرض العدم ونستتتج أن المشاهد ينفق مع المتوقع .

# مئـــال ٣

الجدول التالي هو التوزيع التكراري النسبي لتوقع السائمين القادمين إلى مصر عام ٢٠٠٠ ، والتوقع بناءا على السلوك السابق



### للسياحة الوافدة إلى مصر .

|   | المجموع | جنوب<br>شرق آسيا | أمريكا | العرب | أوربا | اليابان | دول العالم |
|---|---------|------------------|--------|-------|-------|---------|------------|
| İ | %1      | ١.               | ۲.     | ٤٠    | ۲.    | . 1.    | النسبة     |

وأنه بعد عام ٢٠٠٠ كان عدد السائحين الوافدين فعلا إلى مصر كما فيى الجدول:

| المجموع | جنوب<br>شرق آسيا | أمريكا | العرب | أوربا | اليابان | دول العالم |
|---------|------------------|--------|-------|-------|---------|------------|
| 1       | 11               | 77     | 77    | 7.1   | 97      | النسبة     |

وانمطلوب: اختبر مدى صدق هذا التوقع ، إذا علمت أن كا الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠،٠ ودرجات حرية ٤ = ٩,٤٩.

### الحسل

# تكوين الجدول الإحصائي اللازم:

| ( ش – ق) ً | Y/ - 2\   | / ·     | المتوقع | المشاهد | التكرار       |
|------------|-----------|---------|---------|---------|---------------|
| ق          | (ش – ق) ۲ | (س – ق) | ق       | Ů       | دول العالم    |
| ٦٤         |           | ۸٠٠-    | 1       | 97      | اليابان       |
| 77         | *         | ۸۰۰     | ۲۰۰۰    | ۲۰۸۰۰   | أوربا         |
| ٤٠٠        |           | ٤٠٠٠-   | ź       | ۳٦      | العرب         |
| ٤٥.        |           | ٣٠٠٠    | Y       | 74      | أمريكا        |
| ١          | ·         | 1       | 1       | 11      | جنوب شرق آسيا |
| 1.57       |           | صفر     | 1,,,,   | 1       | المجموع       |



$$\left(\begin{array}{c} \frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}-\frac{1}{2}\right) \\ \frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}-\frac{1}{2}\right) \end{array}\right) = \frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}-\frac{1}{2}\right)$$

1.27 =

- 9, 19 = 1 الجدولية عند مستوى معنوية 10, 10 = 10 الجدولية عند مستوى معنوية 10, 10 = 10
  - .. كا المحسوبة > كا الجدولية .
  - .. الفرق معنوي (لا نقبل فرض العدم)
- .. نستنتج أن المشاهد يختلف عن المتوقع أي أن هذا التقريـــر خــالف الصواب .

ثانيا : التوزيع التكراري المزدوج (متغيرين) :

# مئــال ١

الجدول التالى يبين توزيع السائحين القادمين لمصر في سنة ما حسب صفتين (متغيرين) الجنسية وطريقة الوصول:



| المجموع | بر  | بحر | جو      | طريقة الوصول الجنسية |
|---------|-----|-----|---------|----------------------|
| ۸٣.     | 79. | ٥٨  | ٤٨٢     | شرق أوسط             |
| 179     | ۲٩. | 10  | 100     | أمريكا               |
| 1178    | ١٣٨ | 119 | 797     | أوربا                |
| 7127    | ٤٥٧ | 777 | 1 2 1 7 | المجموع              |

والمطلوب: اختبر هل هناك علاقة بين جنسية السائح وطريقة الوصول والمطلوب: اختبر هل هناك علاقة بين جنسية السائح وطريقة الوصول إذا علمت أن كا الجدولية عند مستوى معنوية ١٠٠٥ ودرجات حرية ٤ تساوي ٩,٤٩ .

#### الحسل

ملاحظات هامة في حالة التوزيع التكراري المزدوج.

۱-أن الاختبار في هذه الحالة يبحث في هل توجد علاقة بين المتغيرين أم لا ، بمعنى آخر هل أم لا ، بمعنى هل يوجد ارتباط بين المتغيرين أم لا ، بمعنى آخر هل المتغيرين غير مستقلين أي يتأثران ببعضها أم مستقلين فلا يتاثران ببعضها ، ويستخدم في ذلك اختبار كا المتغيرين عير مستقلين ألى اختبار كا المتغيرين عير مستقلين ألى اختبار كا المتغيرين عير مستقلين ألى اختبار كا المتغيرين عير مستقلين ألى اختبار كا المتغيرين عير مستقلين ألى اختبار كا المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين عير مستقلين ألى المتغيرين المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغيرين ألى المتغ



٢-أن فرض العدم هو عدم وجود علاقة بين المتغيرين وعليه :

إذا كان كا المحسوبة < كا الجدولية

- .. الفرق غير معنوي (نقبل فرض العدم)
- .. نستتج عدم وجود علاقة بين المتغيرين ، لا ارتباط بينـــها ، مستقلين .

وإذا كان كا المحسوبة > كا الجدولية

- .. الفرق معنوي ( لا نقبل فرض العدم)
- .. نستنتج وجود علاقة بين المتغيرين ، مرتبطين ، غير مستقلين .

(1 - 1) (عدد الأعمدة - (عدد الأعمدة - الأعمدة - ا

٤ - التكرار المتوقع لكل تكرار مشاهد = المجموع الهامشي الأفقي × المجموع الهامشي الرأسي المحموع الكلي



# الجدول الإحصائي اللازم لحساب التكرارات المتوقعة :

| i i     | _ر  |     | _ر  | بحــ | و   | <del>&gt;</del> | طريقة الوصول |
|---------|-----|-----|-----|------|-----|-----------------|--------------|
| المجموع | ق   | .3  | و،  | 3    | ق   | ů               | الجنسية      |
|         | ۱۷۸ | ۲٩. | 1.7 | ٥٨   |     | 47.3            | شرق أوسط     |
| 179     | ٣٨  | ۴٦  | 44  | 10   | 119 | 170             | أمريكا       |
| 1177    | 757 | 177 | ١٣٨ | 119  | ٧٤٤ | <b>٧</b> ٩٦     | أوربا        |
|         | 504 | £ov | 777 | 777  |     | 1518            | المجموع      |

# الجدول الإحصائي اللازم لحساب كا $^{1}$ :

| (ش – ق) <mark>`</mark><br>ق | (ش – ق)۲ | ش – ق       | ق     | ů     |
|-----------------------------|----------|-------------|-------|-------|
| Λ, ź                        |          | <b>ス</b> カー | 00,   | ٤٨٢   |
| 7.7                         |          | ١٦          | 119   | 100   |
| ٣,٦                         |          | ٥٢          | Yźź   | 797   |
| 11,9                        |          | £ £-        | 1.7   | ٥٨    |
| 7.7                         | · . ·    | <b>Y</b> -  | 77    | 10    |
| ۱۸,۸                        |          | 01          | ۱۳۸   | 1 1 9 |
| Y • ,0                      |          | ١١٢         | ۱۷۸   | ۲9.   |
| Y.; 1                       |          | 9-          | ٣٨    | 49    |
| ٤٤,٠                        |          | 1.4-        | 7 £ 1 | ١٣٨   |
| 1 Y + , Y                   |          | صفر         | 7177  | 7177  |



$$\frac{Y_{-}}{\left(\frac{w_{-}\bar{\omega}}{\bar{\omega}}\right)} = \frac{Y_{-}\bar{\omega}}{\bar{\omega}}$$
 الباب الثالث  $= \frac{Y_{-}\bar{\omega}}{\bar{\omega}}$ 

- ، ٠٠٠ كا الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠٠٥ ودرجات حرية ٤ = ٩,٤٩ معطى
  - .. كا المحسوبة < كا الجدولية .
  - .. الفرق معنوي (لا نقبل فرض العدم)
  - .. نستنتج أن المتغيرين بينها علاقة أي بينها ارتباط أي غير مستقلين ، أي يوجد ارتباط بين جنسية السائح وطريقة القدوم ، وهــــذا القــرار صحيح بدرجة ثقة ٩٥% .
    - ، قياس قوة الارتباط بين الصفتين (المتغيرين) :

- حيث ق: معامل التوافق.
- : المجموع الكلى للتكرارات.

أي أن الارتباط أقل من المتوسط.



#### متــال ٢

الجدول التالي يوضح درجات امتحان ٥٢٠ طالب في مادتي الرياضة والإحصاء:

| • | المجموع | ضعیف | ختَّ | ممتاز | الرياضة الإحصاء |
|---|---------|------|------|-------|-----------------|
|   | 100     | 10   | ٧٠   | 0 *   | ممتاز           |
|   | 7 20    | ٤٠   | 17.  | ٤٥    | <del>کینہ</del> |
|   | ١٤٠     | ۸,   | ٤٥   | 10    | ضعيف            |
|   | ٥٢٠     | 100  | 770  | 11.   | المجموع         |

والمطلوب: اختبار مقولة أن مستوى الطالب في الرياضة مستقل

عن أدائه في الإحصاء وذلك بدرجة تقة ٩٥%.

#### الحسال

١- فرض العدم هو أن مستوى الطالب في الرياضة مستقل عن مستواه في الإحصاء ومن ثم فالفرض البديل أن مستوى الطالب في . الرياضة غير مستقل عن مستواه في الإحصاء.



r . . درجة النقة ٥٩% ... درجة النقة ٥٩%

ودرجات الحرية = (عدد الصفوف - ١) (عدد الأعمدة -١)

$$\xi^{\frac{1}{2}} = \left( \begin{array}{cc} 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 \end{array} \right) \left( \begin{array}{cc} 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 \end{array} \right) =$$

كا الجدولية عند مستوى معنوية ٠,٠٥ ودرجات حرية 9, 29 = 5

٣- الجدول الإحصائي اللازم لحساب التكرارات المتوقعة:

|         | ضعيف          |     | ختر    |           | ممتاز        |                       | الرياضة |
|---------|---------------|-----|--------|-----------|--------------|-----------------------|---------|
| المجموع | ق             | w   | ق      | w         | ق            | w                     | الاحصاء |
| 170     | ٣٥,٠٥         | 10  | ٧١,٣٩  | ٧.        | ۲۸,0٦        | ٥,                    | ممتاز   |
| 750     | 7,7,7         | ٤٠  | 179,07 | 17.       | 01,17        | ٤٥                    | حتح     |
| 18.     | <b>47,4</b> 8 | ۸.  | V£,•£. | <b>20</b> | <b>۲۹,31</b> | <b>10</b><br>2m. n. s | ضعيف    |
| ۵۲.     | 100           | 170 | 740    | 140       |              | 11/4                  | المجموع |

٤- الجدول الإحصائي اللازم لحساب كا :



|   | (ش – ق) <sup>*</sup><br>ق | (ش – ق) ً | ش - ق | ق      | ش    |
|---|---------------------------|-----------|-------|--------|------|
|   | ١٣,٠٩                     | 17,803    | ۲۱,٤٤ | ۲۸,٥٦  | 0.   |
| İ |                           |           |       | 01,15  | ٤٥   |
|   |                           |           |       | 79.71  | 10   |
|   |                           |           |       | ۲۱,۳۹  | ٧.   |
|   |                           |           |       | 149,00 | .17. |
|   |                           |           |       | ٧٤,٠٤  | ٤٥   |
|   |                           |           |       | ٣٥,٠٥  | 10   |
|   |                           |           |       | 74,71  | ٤٠   |
|   |                           |           |       | ۳٦,٣٤  | ٨٠   |
|   |                           |           |       | ٥٢.    | ٥٢.  |

وهنا يلاحظ أنه لا داعى لإكمال الحسابات حيث أن كا للحيف الأول تساوي ١٦,٠٩ وهي بذلك أكبر من كا الجدولية والتى تساوي ٩,٤٩.

## .. الفرق معنوي (لا نقبل فرض العدم)

نستنتج أن المتغيرين محل الدراسة (الرياضة والإحصاء) غير مستقلين عن بعضهما بل بينهما ارتباط ، ولحساب درجته يترك كتريب .



# متــال ٣

فى دراسة عن مدى إقبال الطلبة والطالبات على قسم الفنادق كانت النتائج التالية:

| المجموع | لا أو افق | أو افق | متغير النوع |
|---------|-----------|--------|-------------|
| 1       | ۲.        | ۸.     | طالب        |
| ٦.      | ٤٠        | ۲.     | طالبة       |
| ١٦.     | ٦.        | 1      | المجموع     |

والمطلوب: اختبر مدى استغلال المتغيرين.

## الحسل

الجدول الإحصائي اللازم لحساب التكرارات المتوقعة :

| المجموع | لا أو افق |    | فق   | أوا | متغير الاقبال |
|---------|-----------|----|------|-----|---------------|
| الهامشي | ق         | m  | ق    | m   | متغير النوع   |
| 1       | ۳۷,٥      | ۲. | 77,0 | ۸.  | طالب          |
| ٦.      | ۲۲,0      | ٤٠ | ٣٧,٥ | ۲.  | طالبة         |
| ١٦٠     | ٦.        | 7. | 1    | 1   | المجموع       |



| دول الإحصائي اللازم لحساب كا تنا | الج |
|----------------------------------|-----|
|----------------------------------|-----|

| <u>( ش – ق) <sup>۲</sup></u><br>ق | ش - ق  | ق    | m   |
|-----------------------------------|--------|------|-----|
| ٤,٩                               | ١٧,٥   | 77,0 | ٨٠  |
| ۸,٥                               | 14,0 - | ۳۷,0 | ۲.  |
| ۸,٥                               | 14,0 - | ۳۷,٥ | ۲.  |
| 14,7                              | 14,0   | 77,0 | ٤٠  |
| W£,0                              | صفر    | 17.  | ١٦. |

$$\left(\begin{array}{c} \frac{\mathsf{Y}(\bar{\mathbf{u}} - \bar{\mathbf{u}})}{\bar{\mathbf{u}}} \end{array}\right) \neq \mathsf{Y} = \mathsf{Y} \mathsf{L} \mathsf{C} \mathsf{C}$$

= 0.37 line = 0.00

``` کا '' الجدولیة عند مستوی معنویة <math>```` درجات حریـــة (۲-۱) (7-1) = 1 هی <math>7, 1 = 1

.. كا المحسوبة > كا الجدولية وعليه فالفرق معنوى.

لذلك نرفض فرض العدم ونقول أن المتغيرين غير مستقلين أي بينهما ارتباط بمعنى أن الاقبال على قسم الفنادق يتأثر بالنوع



طالب أم طالبة .

ملحوظة:

أنه في حالة التوزيع التكراري المزدوج من النوع ٢ × ٢ كمـــا في المثال السابق فإنه يمكن حساب كا ٢ بطريقة أسهل كما يلي :

الجدول الإحصائي اللازم:

| المجموع | لا أو افق | أو افق | متغير النوع | | |
|---------|-----------|---------------|-------------|--|--|
| أ + ب | ب | Í | طالب | | |
| جـ + ء | £ | - | طالبة | | |
| ن | ب + ء | +1 | المجموع | | |

$$\frac{(-3+4-6)^{2}}{(1+4-6)^{2}(1+4-6)^{2}} = \frac{(-3+4)^{2}}{(1+4-6)^{2}(1+4-6)^{2}} = \frac{(-3+4)^{2}}{(1+4-6)^{2}} = \frac{(-3+4)^{$$

وبالتطبيق على المثال السابق:

= ٣٤,٨٤ وهي نفس النتيجة السابقة .



وهنا يلاحظ أن تم الاعتماد فقط على التكرارات الفعلية دون الحاجة إلى تكرارات متوقعة.

وأخيرا فقد اتضح أن كا أ هو اختبار يستخدم في مقارنة مجموعة من التكرارات المشاهدة بتكراراتها المتوقعة، وأن لسهذا الاختيار استخدامات مباشرة تتمثل في:

١-الكشف عن معنوية الفرق بين التكرار الفعلي والتكرار المتوقع .

٢-الكشف عن معنوية استغلال متغيرين .

كما له استخدامات غير مباشرة تتمثل في :

- التحقق من حسن التوفيق (المطابقة) Goodness of fit - التحقق من حسن التوفيق (المطابقة)

Phi Coefficient

٢-معامل فاي

Coefficients Contingency

٣- معاملات التوافق

The Median Test

٤- اختبار الوسيط

وأن التناول لباقي الاستخدامات سيكون في مواضع آخرى .

الباب الرابسع

السلاسك الزمنيسة

الباب الرابع

يشتمل هذا الباب على النقاط التالية :

تمهيد:

- تعريف السلسلة الزمنية (اللفظى ، الرياضى ، البياني)
- عناصر السلسلة الزمنية (الاتجاه العام ، الموسمية ، الدورية ، العرضية)
 - خارج تحليل السلسلة الزمنية .
 - تحليل السلسلة الزمنية وفقا للنموذج الضربي .
 - * قياس الاتجاه العام بطرق:
 - التمهيد باليد .
 - المتوسطات المتحركة .
 - · المربعات الصغرى .
 - اختبار معنویة الانحدار
 - التنبؤ بخط الاتجاه العام.
 - * قياس التغيرات الموسمية .
 - قياس التغيرات الدريـة ،



التمهيد

كثيرا ما نتعرض لدراسة ظاهرة مع مرور الزمن ، كدراسة ظاهرة تنبذب الصادرات المصرية خلال فترة زمنية معينة ، أو دراسة الحركة السياحية الوافدة خلال العقد الأخير أو ، وذلك بهدف إمكان إجراء التنبؤ بما يحتمل أن يحدث للظاهرة موضوع البحث في المستقبل وبالتالي يمكن رسم استراتيجية لمواجهة الاحتياجات المقبلة . هذا من ناحية ، ومن ناحية آخرى إمكان معرفة مدى تأثير العوامل المستقلة على الظاهرة .

تعريف السلسلة الزمنية :

أ- التعريف اللفظى:

هى مجموعة متتالية من القرارات (المشاهدات أو البيانات) التي تسجل عادة على فترات زمنية متساوية عن إحدى الظواهر .



ب- التعريف الرياضى:

هى العلاقة الانحدارية للظاهرة مع الزمن أي

ص = د (س)

حيث ص : هي المتغير التابع والمعبر عن قيم الظاهرة .

س : هي المتغير المستقل والمعبر عن الزمن.

جـ - التعريف البياني:

تمثل السلسلة الزمنية بيانيا بوضع المتغير المستقل (الزمن) على المحور الأفقى ، والمتغير التابع (قيم الظاهرة) على المحور الرأسى ، ثم يتم توقيع النقط (س، ص) المعبرة عن قيم الظاهرة مع كل فترة زمنية ، ثم توصل النقط بخط منكسر فنحصل على المنحنى التاريخي السلسة الزمنية ، مثال ذلك:

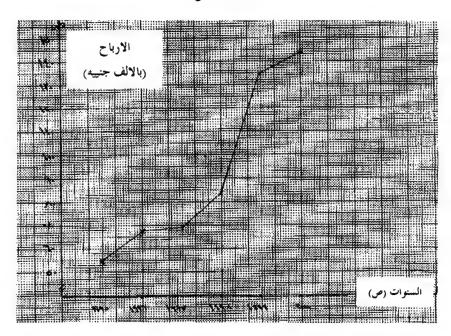
الجدول التالى يوضح بيانات عن أرباح إحدى الشركات السياحية خلل الفترة الزمنية ١٩٩٥ - ٢٠٠٠ (بالألف جنيه) .



| Y | 1999 | 1991 | 1997 | 1997 | 1990 | السنة |
|-----|------|------|------|------|------|---------|
| 158 | 140 | ٨٤ | 79 | ٦٨ | ٥٥ | الأرباح |

والمطلوب : الرسم البياني لهذه السلسلة الزمنية مع تدوين الملاحظات .





يسمى الشكل البيانى بشكل الانتشار ، والخط الناتج بالمنحنى التاريخي للظاهرة وهو يبين مدى تقلبات الظاهرة بالزيادة أو النقصان أو الثبات خلال فترة الدراسة .



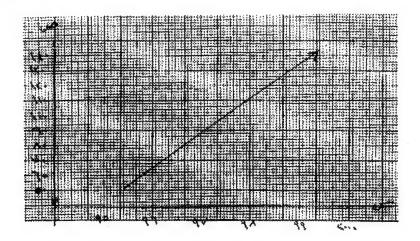
عناصر السلسلة الزمنية :

تتأثر أي سنسلة زمنية بتفاعل أربع عناصر مع بعضها ، وتسمى هذه العناصر بالتغيرات أو التقلبات أو المركبات وهي : التغيرات طويلة المدى (تغيرات الاتجاه العام) ، التغيرات الموسمية ، التغيرات الدورية ، التغيرات العرضية (الفجائية) .

أولا: تغيرات الاتجاه العام:

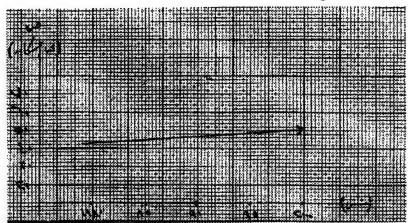
- وهى تغيرات بالزيادة أو النقصان (أو الثبات) فى المدى الطويــــل للظاهرة دون الاهتمام بالتغيرات الآخرى ، ومثال ذلك :
- (١)أرباح الشركات السياحية في المثال السابق ، فهي تأخذ إتجاه .
- عام بالزيادة خلال الفترة الزمنية (١٩٩٥ ٢٠٠٠) كما في . الشكل التالي :





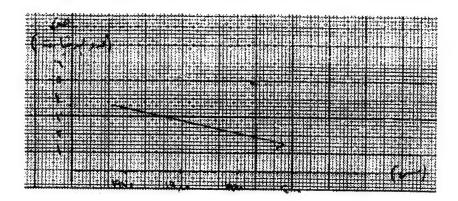
(٢)عدد السكان مع الزمن يأخذ اتجاه عام بالزيادة كما في الشكل

التالى:



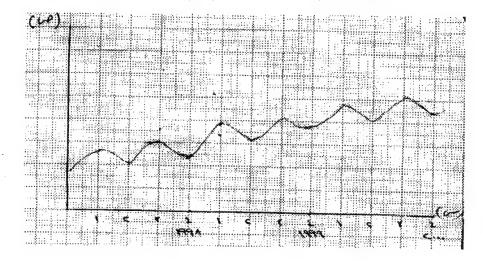
(٣)عدد الوفيات مع الزمن يأخذ اتجاه عام بالنقصان كما في الشكل التالى:





ثانيا : التغيرات الموسمية :

هى تغيرات تحدث خلال السنة على فترات صغيرة قد تكون يـوم أو أسبوع أو شهر أو ربع سنة أو نصف سنة أو، وتتكــرر لعدة سنوات متتالية بشكل متماثل كما في الشكل التالى:

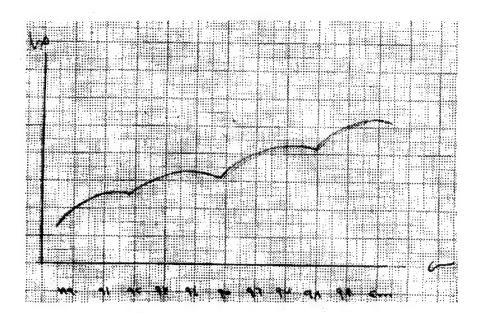




ومن أمثلتها زيادة نشاط البنوك في الأيام الأولى من كل شهر ، إقبال الأفراد على المنتزهات في أيام الجمع من كـــل أسـبوع ، زيادة الأشغال الفندقى في الأقصر في فصل الشناء .

ثالثًا: التغيرات الدورية:

هى تغيرات تطرأ على السلسلة الزمنية في فترات متباعدة يزيد طول كل منها على سنة ، وتشبه التغيرات الموسمية في كونها تتكرر إلا أن فترة دورتها أكبر بكثير من التغيرات الموسمية ، وتظهر في المنحنى التاريخي على شكل موجات متتابعة من التمدد والانكماش كما في الشكل التالي:



و المرابع - ١٨٠٠-

رابعا: التغيرات غير المنتظمة (الفجائية العرضية) فا

هي تغيرات لايحكن التبو بوقوع ها ولا محرف في مقدار ها أو اتجاهها لأنها لا تتبع قانون أو قاعدة كما أنها لا تتكرر . ومن

من المارية المالية والمنازية المنازية المنازية المنازية المنازية المنازية المنازية المنازية المنازية المنازية

أمثاتها الزلازل والبراكين والأوبئة والحريق والحروب

علول على منيا علي عله ، وللنه التعيرات الموسمية في كوتسية

تشار الألل التروسية التي يكثر من التغيرات الموسسمية ،

المودي التجليعي والمد الم المناه المناه الما المناه الما المناه ا

: رِامَا الْحُمَّةُ مِنْ لَكَ مِنْ مَنْ الله عندا النموذج أن قيمة الظاهرة (ص) عند لحظة زمنية يفترض هذا النموذج أن قيمة الظاهرة (ص)

معينة (س) هي عبارة عن مجموع العناصر الأربعة المؤشرة الوثرة عن التعبرات المؤسرة عن مجموع العناصر الأربعة المؤسرة التعبرات المؤسمية ، م هي التعبرات المؤسمية ، م هي التعبرات المؤسمية ، م هي التعبرات المؤسمية ، م هي التعبرات المؤسمية . د



ب- النموذج الضربي:

يفترض هذا النموذج أن قيمة الظاهرة هي عبارة عــن حـاصل ضرب العناصر الأربعة أي أن:

ص = ج × م × د × ع

تطيل السلسلة الزمنية وفقا للنموذج الضربي :

يقصد بتحليل السلسلة الزمنية هو عزل كل مركب من المركبات الأربعة فيها على حده وذلك لمعرفة مقدار واتجاه هذه المركبات (التغيرات ، التقلبات) ، ويجرى تحليل السلسلة الزمنية وفقا للنموذج الضربى أي أن:

التغيرات الكلية = التغيرات الاتجاهية × التغيرات الموسمية × التغيرات العرضية

ی = ج × م × د × ع



وأنه إذا ما تم قياس التغيرات الإتجاهية (الاتجاه العام) وعزلها تصبح المتغيرات المتبقية المؤثرة على الظاهرة ها التغيرات الموسمية والدورية والعرضية ، وإذا ما تم قياس الموسمية وعزلها يصبح المتبقى هو أثر الدورية والعرضية ، وإذا ما تم قياس الدورية وعزلها يصبح المتبقى هو أثر الدورية والعرضية ، وإذا ما تم قياس الدورية وعزلها يصبح المتبقى هو أثر العرضية فقط .

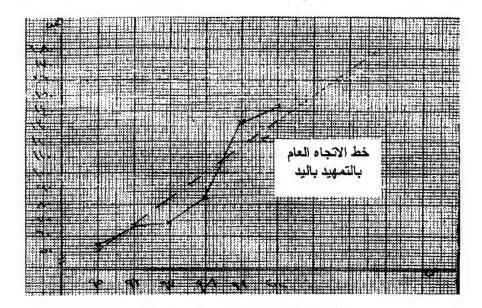
قياس تغيرات السلسلة الزمنية لإمكان تعليلها:

يبدأ تحليل السلسلة الزمنية بقياس الاتجاه العام ويقاس الاتجاه العام بالتمهيد باليد أو بالمتوسطات المتحركة أو بالمربعات الصغرى.

(١) طريقة التمهيد باليد:

باستخدام المثال السابق عن تطور أرباح إحدى الشركات السياحية ثم قياس (تقدير) خط الاتجاه العام بالتمهيد كما يلى:





تعتمد هذه الطريقة على رسم خط باليد يتوسط قيم الظاهرة على المنحنى التاريخي لها ، بمعنى أن عدد النقط أعلى الخط تساوي تقريبا عدد النقط أسفله ، وبالتالي يمكن استخدام هذا الخطف في التنبؤ . تمتاز هذه الطريقة بالسهولة ألا أنه يعاب عليها بأنها غير دقيقة لاختلاف تقديرها باختلاف الأشخاص .

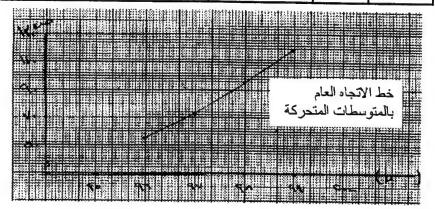
(٢) طريقة المتوسطات المتحركة:

هي طريقة يتم فيها تقدير خط الاتجاه العام على أساس إيجاد متوسطات متحركة لبيانات السلسلة الزمنية لتصبح ممهدة بيانيا ،



وإذا لم يتحقق التمهيد يتم إيجاد متوسطات متحركة مرة أخرى ليس للبيانات الأصلية وإنما لمتوسطاتها المتحركة. تمتاز هذه الطريقة بأنها تقدر خط الاتجاه العام بشكل أفضل من الطريقة السابقة ، ويعاب عليها بأنها تؤدى إلى اختصار بيانات السلسلة الزمنية مما يقلل من جودة التقدير (القياس) ، وقد تم تقدير خط الاتجاه العام بطريقة المتوسطات المتحركة للمثال السابق كما يلى:

| المتوسط المتحرك | ۳ سنوات | الارباح | السنوات |
|-------------------|-------------|---------|---------|
| | مجموع متحرك | (ص) | (س) |
| | | 00 | 1990 |
| 75,00 = 7 ÷ 197 | 197 | 7.7 | 1997 |
| Y4, Y . = 4 ÷ 441 | 771 | 79 | 1997 |
| 97, • • # ÷ YAA | 477 | Λ£ | 1991 |
| 17.,V = W ÷ M7Y | 777 | 100 | 1999 |
| | · | 188 | ۲ |





(٣) طريقة المربعات الصغرى:

هي الطريقة التي فيها يتم تقدير أفضن خط للاتجاه العام (مستقيم أو منحنى) على أساس إيجاد المعادلة التي تجعل مجموع المربعات أصغر ما يمكن ، وقد سبق في الجزء الأول من هذا الكتاب شرح كيفية إيجاد هذه المعادلة .

وقد تم تقدير خط الاتجاه العام بطريقة المربعات الصغرى للمثال السابق كما يلى:

". شكل الانتشار يوضح أن الخط الذي يناسب سلوك هذه المتغيرات هـو خط مستقيم ، لذلك فالمعادلة في هذه الحالة هـي ص = أ + ب س ، وعلية فالمعادلتين الطبيعيتين الإيجاد معادلة هذا الخط هما :

.. الجدول الإحصائي اللازم لإيجاد معادلة الاتجاه العام:



| س۲ | س ص | ص | س | السنوات |
|----------|------|-------|----|---------|
| • | • | 00 | | 1990 |
| \ | ٦٨ | ٦٨ | ì | 1997 |
| ٤ | 177 | 79 | ۲ | 1997 |
| ٩ | 707 | Λ£ | ٣ | 1994 |
| 17 | ٥٤, | 170 | ٤ | 1999 |
| 70 | V10 | 1 2 8 | 0 | ۲٠٠٠ |
| 00 | ۱۷۱۳ | 001 | 10 | المجموع |

 $\Upsilon \cdot V, \circ + = \Upsilon A$

٠. ب = ١٨,٧

وبالتعويض بقيمة ب تساوى ١٨,٧ في المعادلة (١)

 $1 \text{ A,V} \times 10 + 17 = 005$



20,0 = 1 ...

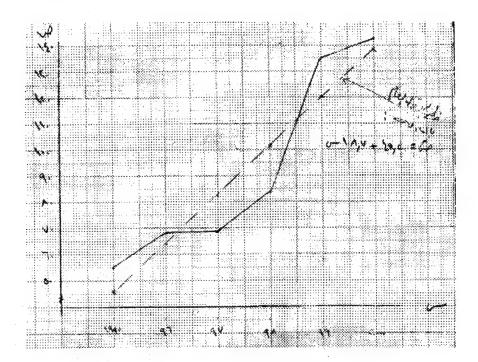
..ص = ٥,٥ + ١٨,٧ س وهذه هي معادلة الاتجاه العام

التي تعبر عن سلوك البيانات للظاهرة في المثال محل الدراسة .

- .. الجدول الإحصائي اللازم لإيجاد القيم الإتجاهية ورسم خــط الاتجــاه
 - العام بيانيا :

| (ص-ص) | صث | ص ۱۸,۷ + ٤٥,٥ = ص | ص | س | السنوات |
|--------|-------|--------------------|------|----|---------|
| 9,0 | ٤٥,٥ | ·× \ \ + £0,0= | 00 | • | 1990 |
| ٣,٨ | 7 £,Y |) ×) A, V + £0,0= | ` ጚለ | ١ | 1997 |
| 17,9- | ۸۲,۹ | Y× 11,7 + £0,0= | ٦٩ | ۲ | 1997 |
| 17,7- | 1.1,7 | ٣× \λ, \ + ξο, ο= | Λź | ٣ | 1997 |
| 15,7 | ۱۲,۳ | £× 11,7 + £0.0= • | 140 | ٤ | 1999 |
| ٤,٠ | 189,0 | ο× \λ,V + ξο,ο= | ١٤٣ | 0 | ۲ |
| صفر | 002 | | 005 | 10 | المجموع |





اختبارات المعنوية للانعدار:

أولا: اختبار معنوية معامل الانحدار (ب) للمثال محل الدراسة :

الجدول الإحصائي اللازم:

| | المجموع = صفر | ٤,٠ | 18,7 | ··· \ V, \ A | 1.4,9- | ۳,۷ | ٩,٤ | (ص-ص) |
|---|---------------|------|----------------|--------------|--------|-------|----------|-------------|
| , | المجموع = | 17.0 | ۲۱۳,1 7 | ۳٠٩,٧٦ | 197,71 | 14,79 | 9 , , 70 | (ص - ص) '' |

$$\frac{\sqrt{2}}{\sqrt{1 - 2}}$$
 = (خصر الانحدار (خصر المعياري لتقدير خط الانحدار (خصر المعياري التقدير خط الانحدار (خصر المعياري



ويرجع السبب في القسمة على ن - ٢ (درجات الحرية) إلى أن عدد ربة المتغيرات اثنين وهما ص ، س .

$$15.5$$
 = $\frac{15.5}{4}$ = $\frac{15.5}{4}$ = ...

$$\frac{1}{(خ_{m})^{2}}$$
 × الخطأ المعياري لمعامل الانحدار (\pm) = $\pm \frac{1}{2}$ × $\pm \frac{1}{2$

٣,٤٦٦ =

ن. ت للمثال =
$$\frac{14,75}{7,$77} = 0,790 و تسمى ت المحسوبة$$

، ". ت الجدولية عند مستوى معنوية ٥٠,٠٠ ودرجات حرية ٤ هي ٢,٧٧٦ .

- .. ت المحسوبة > ت الجدولية وعليه فالفرق معنوي
- .. معامل الانحدار ب معنوي أي حقيقي بدرجة تقة ٩٥%.



ثانيا: اختبار معنوية الانحدار ككل للمثال محل الدراسة:

يستخدم في هذا الاختبار جدول تحليل التباين ANOVA كما يلي :

الجدول الإحصائي اللازم:

| • | (ص – ص) | (ص - ص)۲ | (ص -ص) | ص ث | ص |
|---|----------|-----------|---------|----------|-----|
| | | | | ٤٥,٤٨ | 00 |
| | | | | 7 £, 7 Y | ٦٨ |
| | | | | ۸۲,۹٦ | ٦٩ |
| | | | | 1.1,7. | 八名 |
| • | | : | | 14.,50 | 100 |
| | | | | 189,19 | 154 |
| • | 79AV,88 | ٦١٤٧,٢٨ | Λέν,νο | 002 | 002 |

نظرا لوجود كسور فى قيم ص فإن استخدام طريقة الفروق ستجعل عمليات تقريب الكسر العشرى تتراكم ومن ثم تظهر أخطاء فى الحسلب، ولذلك من الأفضل اتباع طريقة المربعات للقيم الأصلية وفقا للقوانين التالية:



79.11 - 0.1107

$$\frac{\dot{}(\bar{u}-\bar{u})}{\dot{u}} - \dot{u} = \dot{v}(\bar{u}-\bar{u}) + \dot{v}$$

 $\lambda \xi \cdot , \cdot \circ = Y \vee Y \circ \circ , \circ \circ - \circ \wedge \circ \xi \cdot =$

ه.ط.ت

ا اِبْات أن بح (ص - ص) حج ص - بح ص '

^{&#}x27;،' بح (ص - ص) = بح ص - ۲ بح ص بح ص + بح ص '

⁼ بيض - بعث (٢بعص - بعض)

⁼ بحص - بحص × بحص من حيث بحص = بحص

⁼ بحص ' - بحص



، جدول تحليل التباين:

| E | متوسط | محمو ع | درجات | مصدر |
|-------|--------------|---------|--------|----------|
| r | مجموع مربعات | مربعات | الحرية | انتباين |
| 79,77 | 71 24,47 | 7157,77 | ١ | الانحدار |
| | ۲۱۰,۰۱ | ۸٤٠,٠٥ | ٤ | الباقى |
| | | 7914,77 | 0 | الاجمالي |

- \cdot المحسوبة F < 1 الجنولية وعليه فالفرق معنوي F
- المعادلة المعبره عن سلوك البيانات معادلة معنوية بدرجة تقـــه ٩٥%
 - وبالتالي تصلح للتنبؤ .

ملاحظات هامة على تحليل التباين للإتحدار:

$$\frac{1}{2} \frac{1}{2} \frac{1$$

قيمة ب، مما يؤكد صحة إجراءات التحليل.



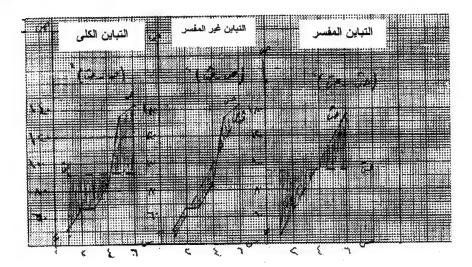
. نسمى بالتباين الكلى (T) نسمى بالتباين الكلى .

، بح (ص - ص) تسمي بالتباين غير المفسر وهـ و المرتبط بالخطأ المعياري .

، بح $(-0^{\circ} - - -0^{\circ})^{\circ}$ = تسمى بالتباین المفسر و هو المرتبط بمعامل التحدید ، حیث معامل التحدید ورمزه (-0°) هو النباین التحدید التحدید و و التباین الکلی أي :

وتتضح تلك التباينات في الأشكال البيانية التالية :





ولما كان معامل التحديد (س) هو النسبة بين التباين المفسر والتباين الكلي

أي :

$$\frac{\overline{(\overline{\omega} - \overline{\omega})} + \pm \overline{(\overline{\omega} - \overline{\omega})}}{\overline{(\overline{\omega} - \overline{\omega})}} + \pm \overline{(\overline{\omega} - \overline{\omega})} + \pm \overline{(\overline{\omega} - \overline{\omega})}$$

وتسمى مر بمعامل الارتباط.



نر للمثال
$$=\sqrt{\frac{715V, Y\Lambda}{79AV, W}}$$
 = غ ۹۰۰ أي الارتباط قوى جدا ...

وهي نفس النتيجة إذا ما تم استخدام قانون الارتباط البسيط الذي

على صورة:

$$\frac{2 \omega + \omega + \omega}{0} = \frac{2 \omega + \omega}{0} = \frac{2$$

حيث باستخدام بيانات الجدول الإحصائي اللازم لإيجاد خط الاتجاه العام:

$$\frac{\frac{1}{\sqrt{100 \cdot 100}} - \frac{1}{\sqrt{100 \cdot 100}}}{\sqrt{100 \cdot 100}} = \sqrt{\frac{1}{\sqrt{100 \cdot 100}}}$$

$$\bullet, 9 \neq \frac{\text{min}}{\text{min}, \text{min}} = \frac{\text{min}}{\text{min}, \text{min}} =$$

التنبؤ بخط الاتجاه العام:

النتبؤ عبارة عن تقدير لما يمكن أن تكون عليه المشاهدات أو الظواهر إذا لم تتغير العوامل المؤثرة على تلك المشاهدات أو الظواهر



تحت التقدير في المستقبل ، أما إذا تغيرت تلك العوامل المؤترة فيجب تعيير تلك العوامل وفقاً لتوقعات واحتمالات التغير فيها .

ويشترط في التنبؤ ألا يكون هناك غموضا في الأفكار أو الآراء أو القواعد أو الطرق المستخدمة في التنبؤ ، ويجرى التنبؤ بعدة طرق تختلف فيما بينها حسب طبيعة الظاهرة المراد التنبؤ بها ، وحسب نوع النتبؤ في كونه تنبؤ قصير المدى أو تنبؤ طويل المدى ، وعادة يتم اختيار طريقة التنبؤ التي تتمشى مع كمية ونوعية المعلومات والبيانات الإحصائية المتوفرة ، ونوع التنبؤ المرغوب إجراءه ، ودرجة الدقة المطلوبة ، ومدى خبرة الإحصائي بتداول مثل هذه الطرق ، ومن الطرق الشائعة في إجراء التنبؤ :

- -طريقة استكمال الاتجاه العام.

وتبنى طريقة استكمال الاتجاه العام على فكرة أن الحاضر ما هو إلا امتداد للماضي ، وأن العوامل التي أثرت على الظاهرة في الماضي سوف



تستمر في التأثير على الظاهرة في المستقبل بنفس درجة التأثير ، وأن تأثير تلك العوامل تعتبر دالة في الزمن ، وعلى ذلك يمكن استخدام الزمن كعامل مؤثر على الظاهرة المراد التنبؤ بقيمتها كبديل لتلك العوامل

ويجب ألا يغيب عن البال أن درجة الدقة في النتائج وبالتالي التقية فيها تتناقص بزيادة فترة الاستكمال ، وعموما يجب ألا تتعدى فترة التبيؤ مثل فترة الاعتبار (الأساس) التي قيست الدالة منها ، وتنقسم دوال الاتجاد العام إلى ثلاثة أنواع حسب شكل المنحني التاريخي للظاهرة :

- دوال كثيرة الحدود .

- ويكتفي في هذا المقام النوع الأول بل وفي أبسط أشكالها وهي الدالة الخطية حيث ص = أ + ب س .

وللتنبؤ بخط الاتجاه العام للمثال محل الدراسة نتبع الآتى :



الجدول الإحصائي اللازم:

| ۱۸,۷ + ٤٥,٥ = | ص | و | ٣ | السنوات |
|---------------------|--------------|-----|----|---------|
| · + £0,0 = | 20,0 | 00 | • | 1990 |
| \ × \λ, \ + ξο, ο = | ٦٤,٢ | ٦٨ | ١ | 1997 |
| | ለ Υ,٩ | ٦9 | ۲ | 1997 |
| | 1 • 1 , 7 | Л٤ | ٣ | 1991 |
| | ۱۲۰,۳ | 100 | ٤ | 1999 |
| | 189,0 | ١٤٣ | 0 | ۲ |
| 7 × 11,7 + 20,0 = | 107,7 | | ٦ | ۲۰۰۱ |
| | ۱۲٦,٤ | | ٧ | ۲۰۰۲ |
| | 190,1 | | ٨ | ۲۳ |
| | ۲۱۳,۸ | | ٩ | 7 £ |
| | 777,0 | | 1. | ۲۰۰۰ |

ملاحظات:

١-أن فترة الأساس هي الفترة من ١٩٩٥ إلىي ٢٠٠٠ وتبلغ ٥ سنوات .

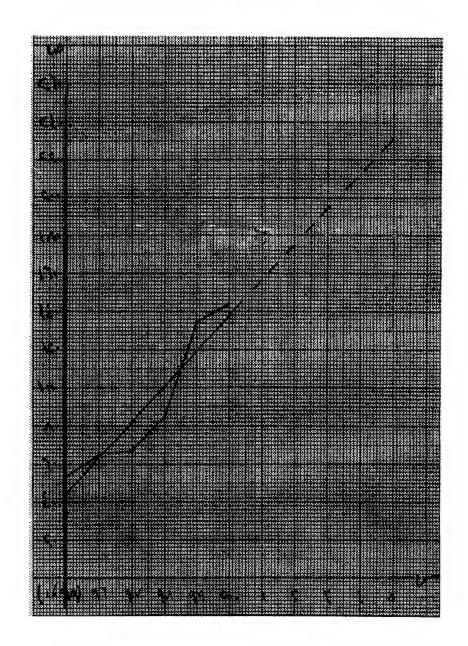
٢-أن فترة التنبؤ هي الفترة من ٢٠٠١ إلي ٢٠٠٥ وتبلغ ٥ سنوات .

٣-من الممكن جعل سنة الأساس والتي تساوي الصفر في منتصف



السلسلة الزمنية .

٤ - يتضح ذلك في العرض البياني التالي:



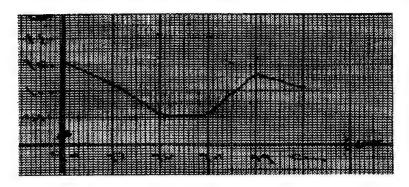


عزل أثر الاتجاه العام :

يتم عزل (استبعاد) أثر الاتجاه العام عن طريق تحويل قيم السلسلة الزمنية إلى نسبة مئوية من القيم الاتجاهية المناظرة لها ، ومن ثم يكون الناتج هو تأثير التغيرات الدورية والعرضية إذ لا يوجد تأثير للتغيرات الموسمية في هذا المثال لكون البيانات سنوية ، ويتضح ذلك فيما يلى :

| <u>ص</u>
ص <i>ث</i>
(الدورية والعرضية) | <i>صُ</i>
(الاتجاهية) | ص
(الفعلية) | السنوات |
|--|--------------------------|----------------|---------|
| 171 | 20,0 | 00 | 1990 |
| 1.7 | ٦ ٤,٢ | ٦٨ | 1997 |
| ٨٣ | ۹,۲۸ | 79 | 1997 |
| ۸۳ | ۲,۱۰۱ | Λ£ | 1991 |
| 117 | ۲۲۰,۳ | 100 | 1999 |
| ١٠٣ | 189,0 | .1 84 | ۲ |

ويتضح ذلك بيانيا فيما يلى:

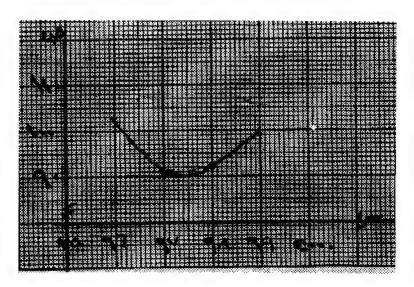




وأنه يأخذ متوسطات متحركة لقيم (التغيرات الدورية والعرضية) فإنه يكون قد تم عزل أثر التغيرات العرضية ويصبح الباقي هو تأثير التغيرات الدورية فقط ، ويتضح ذلك للمثال محل الدراسة كما يلى :

| | ۲ | 99 | 9.1 | 97 | 97 | 1990 | السنوات |
|---|-----|------|------|------|-------|------|---------------------------------|
| | ١.٣ | ۱۱۲ | ٨٣ | ٨٣ | 1.7 | ١٢١ | التغيرات الدورية العرضية × ١٠٠٠ |
| - | | 99,8 | 97,7 | 9.,٧ | 1.7,7 | | المتوسطات المتحركة |

ويتضح ذلك في العرض البياني التالي:



وبهذا يكون قد تم تحليل السلسلة الزمنية ومعرفة أثر كل متغيراتها .



مثال آخر يتناول بيانات شهرية (التغيرات الموسمية)

الجدول التالى يوضح نسب الأشغال الفندقي في محافظة القامرة خال الفترة (٩٦ – ١٩٩٨) :

| ديسمبر | نوفمبر | أكتوبر | سنتمبر | أغسطس | يوليو | يونيو | مايو | أبريل | مارس | فبراير | بناير | الشهور |
|--------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|------|-------|------|--------|-------|--------|
| 75 | 7.7 | ٧٩ | ٧. | ٧٨ | ٤٦ | 01 | ٦. | ٦٨ | 79 | ٦٤ | ٦٨ | 1997 |
| ٤١ | ٧٣ | ٧٥ | ٦٨ | ٧٨ | 77 | 78 | ٦٨ | 77 | 77 | ٧٢ | 7 8 | 1997 |
| 70 | ٧٢ | ٦٣ | 70 | ٧٣ | ٦٧ | 0 £ | ٥٦ | 40 | ٣9 | ٣٧ | 40 | 1991 |

المصدر: وزارة السياحة ، السياحة في أرقام .

والمطلوب: قياس التغيرات الموسمية .

الحسل

الجدول الإحصائي اللازم:

| التغير ات
الموسمية
<u>ص × دنيل الموسم</u> | دليل
الموسم | ص
م <i>ث</i> | ص =٦٧-٠,۲٧س | س ۲ | س ص | ص | Ű, | السنوات
والشهور |
|---|----------------|-----------------|-------------|-----|-------|-----|----|--------------------|
| 7; t | A1.1 | 1.1,3 | ٧.۶ | • | | 3.4 | | ینابر ۹۳ |
| 11 | 4+,1 | 45,5 | 77,78 | ١ | 11 | 7.6 | ١ | ٧ |
| 7 | 41,1 | ١٠٣,٨ | 77,47 | ŧ | 174 | 34 | ٧ | ٣ |
| ٧,٨٤ | ۸۸,۷ | 1.4.4 | 77,14 | 4 | Y . £ | 3.4 | ٣ | ŧ |
| 7.6.0 | 47.4 | 41 | 79,47 | 17 | 7 . | ٦. | 6 | 3 |
| 1.16 | 4.,. | ٧,٧ | 79,79 | 73 | 733 | ٥١ | ٥ | 7 |



تابع الجدول

| ۸,67 | ١ | 54.4 | 70,67 | ٣٦. | 773 | £7. | ٦ | ٧ | |
|--------------|---------|-----------|----------------|-------|-------|-----|-----|--------|--|
| A + . \$ | 1 77.0 | 114.4 | 79,11 | ٤٩ | 3 £ 7 | ٧٨ | ٧ | ٨ | |
| ٧١.١ | 111.5 | 1 - 4.5 | 74,41 | 7.5 | ٥٦. | ٧. | ٨ | 4 | |
| ٧٦,٠ | 117.7 | 177.7 | ٧6,37 | ۸۱ | 211 | V 4 | 4 | ١. | |
| ٧٥,٠ | 113,3 | ۱،۵,۸ | 74,70 | ١ | ٦٨٠ | 3.4 | ١. | 11 | |
| 50,5 | 47.5 | 3 | ۲٤,٠٣ | 171 | V - £ | 7.6 | 11 | 1.4 | |
| ٧,٧ | ۸۱,۱ | 1 \$ | 7 7 ,77 | 111 | V7.A | 7.6 | 14 | 1447 1 | |
| 3 ٧.٢ | 4.,1 | 117.6 | 77,14 | 17.4 | 477 | ٧٧ | ۱۳ | ٧ | |
| ۶,۷٤ | 41.1 | 1 - 4 . 5 | 77,77 | 197 | 476 | 77 | 16 | ٣ | |
| 33,4 | ۸۸,۷ | ۱۰٤,۸ | 47,40 | 773 | 44. | 77 | 10 | £ | |
| 31,1 | 47,4 | ١٠٨,٥ | 77.78 | 6.77 | 1.88 | 3.4 | 15 | s | |
| *, f e | 4.,. | 1 + + , 4 | 77,£1 | 7.4.4 | 1.41 | 7.4 | ۱۷ | ٦ | |
| 77,1 | ١٠٠,٠ | 110.4 | 77,16 | 471 | 1797 | ٧٢ | ۱۸ | ٧ | |
| ٧٦,٤ | 1 7 7.3 | 177.1 | ٧٨,٨٧ | 221 | 1647 | ٧٨ | 14 | ٨ | |
| ۸,۷۶ | 111 | 11 | 71,7. | ٤٠٠ | 187. | 3.4 | ٧. | ٩ | |
| · VY,Y | | 1 7 7,7 | · 55,88 | 111 | -1040 | ٧٥ | *1 | ١. | |
| ٧١.٢ | 115,5 | 111,1 | 71,08 | £A£ | 13.7 | ٧٣ | ** | 11 | |
| ۵٦,٨ | 44.0 | ٧,٧ | ٦٠,٧٩ | 979 | 447 | ٤١ | 77 | 1.4 | |
| ٤٩,١ | ۸۱,۱ | \$1,7 | 7.,01 | 776 | ٠ | ۲ ۵ | 7 % | 1444 1 | |
| ٥٤,٣ | 41 | 41,£ | 7.,70 | 773 | 470 | ۳۷ | 40 | ۲ | |
| 7,36 | 41.1 | ₹9 | 94,4A | 777 | 1.16 | 74 | 42 | ۳ | |
| ٥٣,٠ | AA,Y | 7,40 | @¶,Y1 | 774 | 410 | ** | ** | í | |
| 34,7 | 44.4 | 46,7 | 94,66 | VA 1 | 1974 | 27 | 4.4 | э | |
| 37.7 | 4.,. | 41,5 | 04,1V | ٨٤١ | 1077 | 3 £ | 44 | ٦ | |
| | | | | | | | | | |



تابع الجدول

| ₽ A , ¶ | 1 | 117.4 | ٥٨,٩٠ | 4 | *.1. | 5.V | ۳. | ٧ |
|---------|-------|-------|---------|-----------|-----------|-----|------|---------|
| VV.A | 177.5 | 175.3 | 97,78 | 421 | **** | V+ | 71 | ٨ |
| 76.8 | | 111.6 | 9A.T7 | 1.75 | T.A. | ٠,٥ | | ٩ |
| 78.1 | 117.7 | د.۸۰۱ | ٥٨,٠٩ | 1.44 | 7.74 | 7.7 | 77 | ١. |
| V1.7 | 117.7 | 176,0 | 74.76 | 1107 | 7668 | V+ | T £ | 11 |
| 9%, A | 97,5 | 117.4 | ٥٧.٥٥ | 1770 | * * * V > | ٠,٠ | Fa | 17 |
| 1 | / | r | Y.Y & Y | 1 5 4 1 4 | TA14. | *** | ٠.٠. | العجموع |

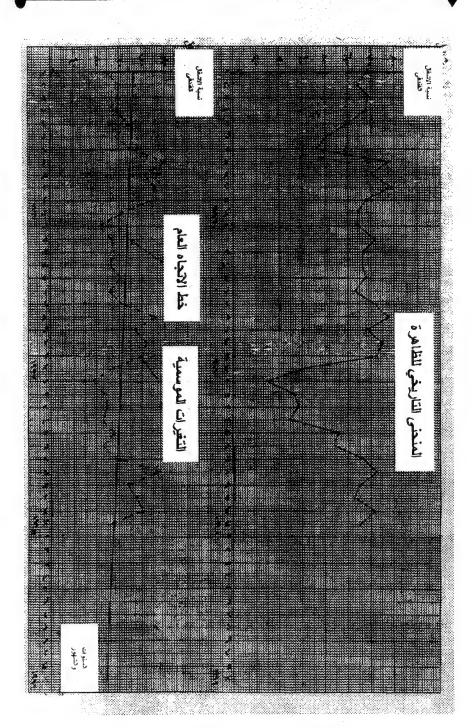
التنبؤ بخط الاتجاه العام لعام ١٩٩٩:

الجدول الإحصائي اللازم:

| | ص = ۲۷ _ ۲۷٫۰ س | س | السنوات والشهور |
|----------------------|-----------------|----|-----------------|
| 1 | ٥٧,٢٨ | ٣٦ | 1999 1 |
| | ٥٧,٠١ | ۳۷ | ۲ |
| وهذا ما يوضحه امتداد | ०२,४६ | ۳۸ | ٣ |
| خط الاتجاه العام | ٥٦,٤٧ | 44 | ٤ |
| نعام ۱۹۹۹ | ٥٦,٢٠ | ٤٠ | ٥ |
| | 00,97 | ٤١ | ٦ |
| | 00,77 | ٤٢ | ٧ |
| | ००,४९ | ٤٣ | λ |
| | 00,17 | ٤٤ | ٩ |
| | 05,00 | ٤٥ | ١. |
| | ०६,०८ | ٤٦ | 11 |
| | 05,771 | ٤٧ | 17 |

15







ملاحظات على جدول قياس التغيرات الموسمية :

(١)أن معادلة الاتجاه العام وهي ص = ٦٧ - ٠,٢٧ س تم الحصول

عليها من بيانات نفس الجدول حيث:

·, Y V -=

$$\forall V = \xi, \forall \forall V - \forall V, \forall \lambda = \frac{(2\pi v)}{v} \times \psi - \frac{(2\pi v)}{v} = 0$$

(٢) $\frac{\sigma}{c\hat{u}} \times 1.00$ هو الإجراء اللازم لعــزل التغـيرات الاتجاهيـة لتصبح التغيرات الباقية هي الموسمية والدورية والعرضية حيث:



ن. م × د × ع = $\frac{v}{r}$ أى $\frac{v}{r}$ والضرب فى مائة بهدف $\frac{v}{r}$ إيجاد قيم التغيرات الباقية كنسب مئوية .

(٣)دليل الموسم هو الإجراء اللازم لإيجاد قيم التغيرات الموسمية ، ويتم حساب دليل الموسم طبقا للجدول الإحصائي التالى :

| دليل الموسم | المجموع | 1991 | 1997 | 1997 | الموسم السنة |
|-------------|---------------|--------|----------|-------|--------------|
| ۸۱,۱ | 7 5 7, 7 | ٤١,٣ | ١٠٠,٤ | 1.1,0 | ١ |
| 9.,1 | . ۲۷۰,۳ | ٦١,٤ | 117,8 | 90,0 | ۲ |
| 91,1 | ۲۷۳,۲ | ٦٥,٠ | 1 . £, £ | ۱۰۳,۸ | ٣ |
| AA,Y | 777,1 | ٥٨,٦ | ١٠٤,٨ | 1.7,7 | ź |
| 97,9 | ۲9 ۳,۷ | 9 8, 4 | ١٠٨,٥ | 91,0 | 0 |
| 9 . , . | Y 7 9, 9 | 91,4 | 1 , 9 | YY,Y | ٦ |
| 1 , . | ۲ 99,٦ | ۱۱۳,۸ | 110,9 | 79,9 | ٧ |
| 177,0 | ٣٧٠,٤ | 172,0 | 177,1 | 119,1 | Λ |
| 11.,1 | ٣٣٠, ٤ | ۱۱۱,٤ | ۱۱۰,٤ | ۱۰۸,٦ | ٩ . |
| 117.7 | 404,1 | ١٠٨,٥ | ۲۲۲٫۳ | 177,7 | ١. |
| 117,7 | 459,9 | 172,0 | 119,7 | ١٠٥,٨ | 11 |
| 94,0 | ۲۸۰,٦ | 117,9 | ٦٧,٧ | 1 , . | ١٢ |
| 17 | 77 | 1 | / | 1 | المجموع |



ودليل الموسم هو متوسط النسب المئوية لمجموع مواسم السنوات المختلفة ، ويتأنى دليل الموسم إذا تحقق أن ٣٦٠٠ ÷ ٣٦ = ١٠٠، أو مختلفة ، ويتأنى دليل الموسم ذلك فالعمود الأخير دليل الموسم خال الفترة الزمنية (٩٦ – ١٩٩٨).

الباب الخاميس

الأرقـــام القياسيــة

£

الباب الخامس

الأرقام القياسية

يشتمل هذا الباب على النقاط التالية :

تمهيد:

- -تعريف الرقم القياسي .
- استخدامات الأرقام القياسية .
- -صيغ (طرق تركيب) الأرقام القياسية ك
 - في حالة متغير واحد .
 - في حالة عدة متغيرات .
 - -مشاكل تركيب الأرقام القياسية .
 - بعض الأرقام القياسية الشائعة .
 - تطبيق ات .



التمهسد

عند دراسة تغير الظاهرة مع الزمن أو تغيرها من مكان لأخر أو عند مقارنة تغيرات مجموعة من الظواهر الأمر يتطلب ضرورة استخدام التغير النسبي دون التغير المطلق للأسباب التالية:

١-أن التغير النسبي أجدى كثيرا من التغير المطلق .

٢- أن التغير النسبي تعبير أدق عن مدى التغير في الظاهرة .

۳-عند المقارنة بين تغيرات ظواهر مختلفة فلابد من الغاء وحدات
 القياس وهذا لا يتأتى إلا باستخدام التغير النسبي .

مثــال

إذا ارتفع سعر كوب الشاي من جنيه إلى جنيهان وإذا ارتفع سعر تذكرة السفر من ١٠٠٠ جنيه إلى ١٠٥٠ جنيه فالمطلوب: ١-احسب التغير المطلق والتغير النسبي في ظاهرة ارتفاع الأسعار هذه . ٢-قارن بين التغير المطلق والتغير النسبي في تطور السعر هذا.



٣-بين هل التغير المطلق أم التغير النسبي أجدى فى المقارن بين ارتفاع السعرين .

لحسل

ا – التغير المطلق في سعر الشاي Δ س = \overline{w} – س

= ۲ _ ۱ = ۱ جنیه

التغير المطلق في سعر التذكرة △ س = ١٠٥٠ ـ ١٠٠٠ = ٥٠ جنيه

التغير النسبي المئوي لسعر الشاي $=\frac{7}{1} \times 7.0 = 7.0$

، التغير النسبي المئوي لسعر التذكرة = ١٠٥٠ × ١٠٥٠

۲-التغیر المطلق فی سعر کوب الشاي < التغیر المطلق فی سعر التذکوة
 التغیر النسبي فی سعر کوب الشاي (۱۰۰%) > التغیر النسبي فــــی
 سعر التذکرة (۰%) .



٣-يعتبر التغير النسبي هو الموضح للمقارنة الحقيقية بين ارتفاع السعرين .

Index Number

تعريف الرقم القياسي :

هو مقياس إحصائي يستخدم لمقارنة الظاهرة في وضعين مختلفين أحدهما يسمي بوضع المقارنة والآخر يسمى بوضع الأساس وذلك بهدف قياس تغير الظاهرة سواء بالزيادة أو النقصان .

ملاحظات على التعريف:

١-أن الظاهرة قد تكون لمتغير واحد كسعر سلعة ما أو الكميــة المنتجة من سلعة ما أو الكمية المستهلكة من سلعة ما ... وقد تكون لعدة متغيرات كأسعار مجموعة من السلع أو الكميات.

٢-أن عملية المقارنة تتم في صورة نسبة مئوية وذلك بقسمة وضع المقارنة على وضع الأساس مضروبا في ١٠٠

٣-أن وضع المقارنة والأساس قد يكون وفقا للزمن فيقال سنة



المقارنة وسنة الأساس، وقد يكون وفقا للمكان فيقال مكان المقارنة ومكان الأساس، وسوف يقتصر في هاذا الكتاب على دراسة الأرقام القياسية وفقا للزمن فقط حيث ما يطبق وفقا للزمن يمكن تطبيقه وفقا للمكان.

استخدامات الأرقام القياسية :

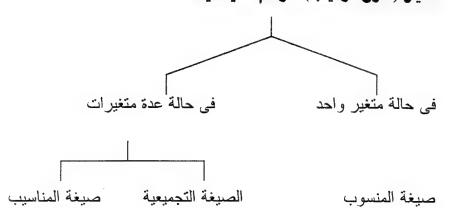
ا-تستخدم الأرقام القياسية في التعرف على الأحوال الاقتصاديـــة
 وذلك بمقارنة أرقام الأسعار بغيرها من الأرقام ومنـــها أرقــام
 الإنتاج .

٢-التعرف على الاتجاه العام والتغيرات الموسمية لسلاسل الأرقلم

- القياسية بعد تركيبها على مر السنين لظواهر الإنتاج والمبيعلت
- والمخزون والصادرات والواردات لعديد من السلع الهامة .
 - ٣-إمكان التنبؤ بالظاهرة وذلك باستخدام الأرقام القياسية الخاصــة بها، وإن كان من الواجب اتخاذ الحيطة عند استخدامها في هذا الفرض ومراعاة بعض النواحي الإحصائية الهامة المتعلقة بها



صيغ (طرق تركيب) الأرقام القياسية:



أولا: صيغة المنسوب:

أمثلة

مثال ۱: قارن بین سعر اللحوم فی مصر عام ۲۰۰۰ بسعرها عام ۱۹۰۰ علی اعتبار أن عام ۱۹۰۰ وضع أساس إذا علمت أن السلعة عام علی ۲۰۰۰ یساوی ۳۰ جنیه وفی عام ۱۹۰۰ یساوی ۱۰ جنیه .

الحسل



وهذا يعنى أن أسعار اللحوم في مصر عام ٢٠٠٠ زادت بنسبة ١٠٠% عن سعرها في عام ١٩٠٠.

- مثال ٢: إذا كان سعر الكمبيوتر عام ١٩٩٥ يساوي ٣٠٠٠ جنيه وفي
- عام ۱۹۹۸ یساوی ۲۸۰۰ جنیه فقارن بین السعرین علی اعتبار عام ۱۹۹۸ عام ۱۰۰ = ۱۰۰ .

الحسسل

$$\frac{3}{2} = \frac{3}{2}$$

$$\%97,7. = 1... \times \frac{7...}{7...} =$$

وهذا يعنى أن سعر الكمبيوتر عــام ١٩٩٨ (ع،) نقـص بمقـدار ٧٠٠ عن سعره عام ١٩٩٥ (ع.) .

ملحوظة:

التعبير بأن عام ١٩٩٥ = ١٠٠٠ يقصد به أن عام ١٩٩٥ سنة الأساس.



مثال ": إذا توفرت المعلومات التالية عن سلعة ما :

ع.=١٨١ جنيه ، ع١٥٠٠ جنيه ، ك.=٠٠٠٠ وحدة ، ك١٥٠٠ وحدة

مطلوب: ١ – أوجد منسوب السعر.

٢- أوجد منسوب الكمية .

٣- أوجد منسوب القيمة .

الحسل

aime
$$y = \frac{3}{3} \times 1 = \frac{10}{10} \times 10 = \frac{3}{10} \times 10$$

منسوب الكميه =
$$\frac{10.0}{10.00}$$
 = $\frac{10.00}{10.00}$ = $\frac{10.00}{10.00}$ = $\frac{10.00}{10.00}$ = $\frac{10.00}{10.00}$

منسوب القيمة =
$$\frac{3, \times 2}{3, \times 2}$$
 منسوب القيمة = $\frac{3, \times 2}{3, \times 2}$ منسوب القيمة = $\frac{3, \times 2}{3, \times 2}$

تفسير الناتج:

- أن منسوب السعر نقص بمقدار ١٦,٧ % .
 - أن منسوب الكمية زاد بمقدار ٢٠% .
 - أن منسوب القيمة لم يسجل أي تغير .



ويلاحظ أن استخدام منسوب السعر في المقارنة لا يمكننا إلا من وصف وجه واحد للطاهرة كسعر اللحوم فقط ، لكن إذا أردنا مقارنـــة مجمرعــة أسعار السلع الغذائية مثلا في وضعين مختلفين فإننا لابد من استخدام متوسط مجموع الأسعار ، لذلك يستلزم الأمر حساب رقم قياسي يعبر عـن التغير المتوسط للظاهرة ككل وليس لوجه منها فقط ، وهذا هو شأن علـــم الإحصاء حيث يتعامل مع الظواهر كبيرة العدد Law of large Number

ثانيا : الصيغة التجميعية :

للرقم القياسي التجميعي نوعين هما البسيط والمرجح.

أ - الرقم القياسي التجميعي البسيط:

مثال : فيما يلى بيان بأسعار عدة مشروبات بسأحد الفنادق في عامى . Y . . . 1990

| ٤ | | ب | 1 | المشروبات |
|-----|---|---|-----|-----------|
| ٤,٥ | 0 | ٤ | ٣ | 1990 |
| ٦ | Υ | ٦ | 0.0 | ۲ |

والمطلوب: احسب الرقم القياسي التجميعي البسيط للسعر باعتبار عام . 1 . . = 1990



الحسل

وهكذا بالنسبة للكميات والقيم .

الجدول الإحصائي اللازم:

| ع، (۲۰۰۰) | ع. (۱۹۹۰) | السلعة |
|-----------|-----------|-----------------|
| 0.0 | ٣ | Í |
| ٦ | ٤ | ب |
| Υ | 0 | > |
| ٦ | ٤,٥ | ۶ |
| Y £,0 | ١٦.٥ | المجموع |

$$\%1$$
 £ Λ , $\alpha = 1... \times \frac{7$ £, $\alpha = 1... \times \frac{7}{110} = 1... \times \frac{7}{11$

وهذا يعنى أن الأسعار في عام ٢٠٠٠ قد زادت بنسبة ٨,٥ % عما كانت على ١٩٩٥ .



ملاحظات:

أ – أن تركيب الرقم القياسي التجميعي البسيط يقوم على مقارنة متوسط أسعار سنة المقارنة بمتوسط أسعار سنة الأساس أي:

$$1 \cdot \cdot \times \underline{} = 1 \cdot \cdot \times \underline{} = 2 \cdot \cdot \times \underline{$$

ب- مسن الممكس استخدام الوسط الهندسي بدلا من الوسط الحسابي

المستخدم في الملحوظة السابقة كما يلي:

| لو س | منسوب السعر | السلعة |
|--------|-------------|-------------|
| ۲,۱٤٦١ | 16. | 1 |
| ۲,۱۷٦١ | 10. | ب |
| 7,1781 | 188,8 | |
| 7,7777 | ۱۸۳,۳ | ۶ |
| ۸,٧١٠٣ | | المجموع |



$Y,1 \vee Y = \frac{A_5 \vee 1 \cdot P}{2} = \frac{A_5 \vee 1 \cdot P}{2} = \frac{A_5 \vee 1 \cdot P}{2}$

ومنها هـ = ٥٠،٥١%

جــ نظرا لكون تركيب الرقم القياسى التجميعي البسيط يقوم على استخدام المتوسط (متوسط مجموع أسعار سنة المقارنة ومتوسط مجموع أسعار سنة الأساس) ونظرا لكون المتوسط هذا قــد أعطى مجميع المفردات الداخلة في حسابه أوزان متساوية رغــم اختــلاف الأهمية النسبية لكل مفردة فقد تكون كميات المشروب (أ) أكبر مـن كميات المشروب (جـ) أو، لذلك فإن القم القياسي النــاتج رقـم مضلل ، ولمعالجة هذا التضليل كان لابد من استخدام الــترجيح فــي تركيب القم القياسي .

ب- الرقم القياسي التجميعي المرجح :

يعنى الترجيح أن تعطى السلع وزن يتناسب مع أهميتها النسبية ،



وأوزان الترجيح الشائعة هي الكميات المتداولة من السلعة سواء كميات منة المقارنة أو كميات سنة الأساس. (١)

(١) الرقم القياسي التجميعي المرجح بكميات سنة الأساس (لاسبير):

مثـــال

من بيانات المثال السابق أوجد الرقم القياسي التجميعي المرجح بكميات سنة الأساس إذا علمت أن كميات سنة الأساس هي ٠٠٥، ٣.٥، ٥، ٣

الحسل

الجدول الإحصائي اللازم:

| ع.ك. (٦) | ع.ك. (۲) | ك. ١٩٩٥ | ع، ۲۰۰۰ | ع. ۱۹۹٥ | السلعة |
|----------|----------|---------|---------|---------|---------------|
| 1,0 | ۲,۷٥ | ٦,٠ | 0.0 | ٣ | Ī |
| ١٤,٠ | ۲۱,۰۰ | ٣.٥ | ٦ | ٤ | ب |
| 70,. | ٣٥,٠٠ | ٥ | ٧ | 0 | - |
| 14,0 | ١٨,٠٠ | ٣ | ٦ | ٤,٥ | ۶ |
| c ź, . | ٧٦,٧٥ | / | Y £,0 | 17,0 | المجموع |

and the state of t

⁽١) يعتمد تركيب الرقم القياسي للأسعار يجب ترجيحه بالكميات ، وعند تركيب الرقم القياسي للأجور يجب ترجيحه بعدد العمال في كل فله .

^{(&}lt;sup>1)</sup> القيمة الاعبارية للسلعة في مئة المفارئة.
(¹⁾ القيمة الاعبارية للسلعة في مئة الاساس.



وهذا أن الأسعار قد ارتفعت بنسبة ٢٠٠١% في عام ٢٠٠٠ عما كانت عليه عام ١٩٩٥ وذلك بفرض ثبات الكميات المتداولة من السلع وفقا لكميات سنة الأساس.

(٢) الرقم القياسي التجميعي المرجح بكميات سنة المقارنة (باش):

متــال

- من بيانات المثال السابق أوجد الرقم القياسي (باش) إذا علمت أن كميات
 - سنة المقارنة هي ١,٥،٥،٥، ٣.

الجدول الإحصائي اللازم:

| ع.ك، | ع،ك، | 1990,5 | ځ، ۲۰۰۰ | ع. ۱۹۹۵ | السلعة |
|------|--------|--------|---------|---------|-----------------|
| ٤,٥ | 1,70 | ٠,٦ | 0.0 | ٣ | Í |
| ۲٠,٠ | ٣٠,٠٠ | ۳,٥ | ٦ | ٤ | ب |
| ٣٥,٠ | ٤٩,٠٠ | 0 | ٧ | ٥ | > |
| 17,0 | ١٨,٠٠ | ٣ | ٦ | ٤,٥ | ٤ |
| ٧٣,٠ | 1.0,70 | 1 | 71,0 | 17,0 | المجموع |



$$\%155, Y = 1... \times \frac{1.0, Y0}{VT} = \cdots$$

وهذا يعنى أن الأسعار قد ارتفعت بنسبة ٤٤,٢ % في عــام ٢٠٠٠ عمـا كانت عليه عام ١٩٩٥ وذلك الفرض ثبات الكميات المتداولة مــن الســلع وفقا لكميات سنة المقارنة (الكميات الفعلية).

(٣) الرقم القياسي (فيشر):

هو رقم يعتمد في تركيبه على رقمى السبير وباش أي هو الرقم القياسي المرجح بكميات سنة القياسي المرجح بكميات سنة الأساس ، ويسمي بالرقم القياسي الأمثل الأنه يتغلب على ما قد يعتري الرقمين السابقين من مآخذ ناتجه عن التطرف في تأثير أوزان الترجيح .

$$\sqrt{\frac{12}{12}} \times \frac{12}{12} \times$$

مثــال

من بيانات المثال السابق أوجد الرقم القياسي الأمثل .



الحسال

وواضح أن رقم فيشر يتوسط رقم السبير ورقم باش حيث أنه هو الوسط الهندسي لرقمى السبير وباش ، كما يتضح أنه يحد من أثر التطرف في

وعلى ما سبق يتضح أنه قد تم إيجاد معظم الستراكيب المختلفة للأرقام القياسية (للأسعار) ، ألا أنه بنفس التراكيب يمكن إيجاد الرقم القياسي للكميات ، أو الرقم القياسي لتطور الإنتاج في قطاع ما أو لمجموعة من القطاعات الإنتاجية ، أو الرقم القياسي لتطور العمالة في قطاع ما أو لمجموعة من القطاعات الإنتاجية أو الخدمية ، باختصار يمكن استخدام الرقم القياسي في دراسة تطور الظاهرة أيا كان مجال الدراسة ، وما اقتصارنا فيما سبق على الرقم القياسي للأسعار إلا كوسيلة لعرض تراكيب الرقم القياسي .



خصائص الرقم القياسي الجيد:

بداية لا يجوز القول بأن تركيبة ما للرقم القياسي هي الأفضل من تركيبة آخرى حيث يتوقف ذلك على مجال الدراسة والهدف منها فمثلا:

- إذا أردنا دراسة التغير في نفقة المعيشة بهدف معرفة ما هي تكلفة المعيشة اللازمة للمحافظة على مستوى استهلاكي معين، فإنه يتم الترجيح بكميات سنة الأساس حيث المطلوب هو المحافظة على نفس مستوى المعيشة.

- وإذا أردنا دراسة ما طرأ به نفقة المعيشة الفعلية ، فإنه يتم الترجيح بكميات سنة المقارنة .

وفوق ذلك فإن للرقم القياسي الجيد خصائص منها :

(١) الانعكاس في الزمن (البديل الزمني):

وهو أن نستبدل رموز سنة المقارنة برموز سنة الأساس والعكس



البديل الزمني لرقم فيشر
$$=\sqrt{\frac{5}{5}} \times \frac{12}{5} \times \frac{12}{5} \times \frac{12}{5}$$

والقاعدة إذا كان الرقم القياسي × بديله الزمنى = ١ فإن الرقـم القياســي جيد ، ويلاحظ أن رقم لاسبير و رقم باش لــم يجتـــاز ا هـــذا الاختبـــار (القاعدة) ، أما رقم فيشر هو الذي يجتاز هذا الاختبار فمثلا بالنسبة لرقـــم لاسبير:

(٢) الاتعكاس في المعامل:

إذا كان الرقم القياسي الأصلى هو الرقم القياسي للأسعار ، وأنـــه إذا تم استبدال السعر بالكمية والكمية بالسعر ، فإن النـــاتج هــو البديــل المعاملي للرقم القياسي الأصلى .



الرقم القياسي= $\frac{4}{4}$ الديلة المعاملي= $\frac{4}{4}$ الديلة المعاملي= $\frac{4}{4}$ الديلة المعاملي= $\frac{4}{4}$

، وهكذا لباقى الأرقام القياسية .

و القاعدة إذا كان الرقم القياسي×بديله المعاملي=منسوب القيمة $\frac{8}{2}$ ع. ك.

فإن الرقم القياسي هذا رقم جيد .

ويَلاحظ أن رقم لاسبير وباش لم يجتازا هذا الاختبار (القاعدة) بينما رقــم فيشر هو الذي يجتاز حيث:

$$\frac{9}{2}$$
 $\frac{9}{2}$ $\times \frac{9}{2}$ $\times \frac{9}{$

ه جع د الحال
$$\frac{4}{5}$$
 × $\frac{4}{5}$ × $\frac{10}{5}$ × منسوب القيمة $\frac{1}{5}$



القيمة أي أن الرقم القياسي فيشر هو الوحيد الذي يجتاز اختبار الإنعكاس في المعامل .

مشاكل تركيب الأرقام القياسية :

١ - المعاينة (اختيار السلع):

عند تركيب الأرقام القياسية يتم استخدام الطريقة العمدية في اختيار السلع (أو المفردات) الداخلة في التركيب، وللعينة العمدية مشلكلها الإحصائية التي يجب مراعاتها ، فعند تركيب الرقم القياسي للأسعار مثلا يتم أخذ عدد من السلع تمثل السلع المتداولة في السوق .

٢ - اختيار فترة الأساس:

أن اختيار فترة الأساس بشكل خاطئ يؤدى إلى الحصول على مقاييس (أرقام قياسية) مضلله أو عديمة المعنى ، لذلك يجب أن تكون فترة الأساس خالية من الـــهزات والتقلبات الاقتصاديــة والاجتماعيــة والمناخية ، لذلك إذا تم اختيار إحدى سنوات الكساد كسنة أساس فإن الرقم القياسي الناتج يكون كبير بشكل مصطنع ولا يعبر عن التغيرات الفعليـــة



للظاهرة ، والعكس إذا تم اختيار إحدى سنوات التضخم كسنة أساس فإن الرقم القياسي الناتج يكون صغير بشكل مصطنع . غير معبر عن الظاهرة والخلاصة أن قيمة فترة الأساس تكون قيمة عادية لا مرتفعة ولا منخفضة . كما يجب أن تكون سنة الأساس قريبة من سنة المقارنة إذا وجود فترة طويلة بينهما يؤثر على دلالة الرقم القياسي .

٣- اختيار الأوزان:

أن تعطى الأهمية النسبية للمتغيرات الداخلة في تركيب الرقم القياسي وفقا للنظرية الاقتصادية .

٤- اختبار المتوسط:

يعتبر المتوسط الحسابي أكثر المتوسطات استخداما في تركيب الأرقام القياسية ويندر استخدام الوسيط والمنوال .

الأرقام القياسية الشائعة :

تحرص الجهات المسئولة في جميع دول العـــالم علــي حسـاب الأرقام القياسية للمؤشرات الاقتصادية والاجتماعيــة ومـن أمثلـة هـذه الأرقام:



- ١-الرقم القياسي لنفقة المعيشة (أسعار المستهلكين) .
 - ٢-الرقم القياسي لأسعار الجملة .
 - ٣-الرقم القياسي للأجور .
 - ٤ –الرقم القياسي للإنتاج .
 - ٥-الرقم القياسي لتنفيذ الخطة .



تطبيقــات :

حالیه (۱)

الجدول التالي يبين الدخل والعمالة في قطاعات الإنتاج المختلفة عامي . ٢٠٠٠ ، ٢٠٠٣ (أرقام فرضية) .

(الدخل بالمليون جنيه ، والعمالة بالألف عامل)

| ۲۳ | | ٧. | قطاع | |
|---------|------------|---------|-------|----------|
| العمالة | الدخل | العمالة | الدخل | الإنتاج |
| ٤٢١٢ | ١٢٨٠ | ٤١٣٤ | 988 | زراعة |
| 110. | Λέξ | 1.44 | ०८९ | صناعة |
| ٣٨ | を 人 | 40 | ٤٦ | كهرباء |
| 710 | 170 | ٣٤٨ | ١٢١ | تشييد |
| 7710 | ١٨٠٤ | 71.7 | ١٢٦٧ | خدمات |
| 9.7. | ٤١١١ | ۸۷۱۰ | 7907 | الإجمالي |

والمطلوب:

١-احسب إنتاجية العامل في كل قطاع .

٢- احسب الرقم القياسي للإنتاجية في عام ٢٠٠٣ باعتبار عـــام ٢٠٠٠ - ٢- احسب الرقم القياسي للإنتاجية في سنة المقارنة كأوزان للترجيح .





التطمليال

ال جدول التالي يوللمظارن و بختاللالطغياسة ما في اجمالي تكاليف البناء وكذا المحدا عددال التالي يوكدنا البناء وكذا المحدا عددال المحدال عدد المحدال عدد المحدال عدد ها في عامي ١٩٦٥، ١٠٠٠ (الأرقاع فرضية) .

| adjusted acceptance of cit-in | أهم مواد الاناع ونسيتها في
اجمالي نقائيف البناء | | اجية ١٩٥١م ما عرف المعالم المع | ، الرقم القياشي العلامة | |
|----------------------------------|--|-----------|--|-------------------------|--|
| e u aphariste de des a de la des | | % E | 3. | 3/ | |
| and the property serves | ة العامل فهى | هي إنتاجي | العامل في السنة المقاونة ، ع | حبث ع، لفي إنتاجيا | |
| de perdideki sirvi | الحديد | et | ٠٠١ جنيه للطن | .0/ | |
| russ-Bhardáille | بنشفة | ِنة م. | مي هيكل <u>العه القرفي</u> سنة المقار | سة الأساش ، ك، | |
| Printer and the second | الطوب | O | ٦ جنيه (الألف طويه) | P | |
| PARTY CATRON | هالمعا | c/ | ٩٠٠ جنبه متوسط أجر العامل | A, (| |
| - The state of the | IL Call | . 0 | للازم: | الجدول الإحصائي | |

| ŧ | المطاوط | ع | | ع. ك | اك ١ | ع۱ | ع. | القطاع |
|---------------------------|--------------------|-------|-----|------------------------|---------------|-----------------|-----------|---------------|
| ?; | ۱۲۸۰۰
شاء الرقع | Y7, X | 90 | ، ۱٤٨ ٤
کالیف الینا | ۲۱۲ع
في عا | ۳۰۳۹ | ۲۲۰٫۷ | ا زراعة م |
| | 15891 | 0,0 | فسك | ۲۳۱۸0,۰ | 110. | ٧٣٣,٩ | 0 8 1 , 9 | صناعة |
| Constitution and the | £79V | | 1 | 9927,2 | 151 | 1 7 7 7, 7 | 171 8,7 | کهرباء ال |
| HIP STATES COM | 100. | ۹,٠ | ١ | 9080,0 | 44.0 | 5,873 | 454,4 | تشييد ک |
| | ١٨٠٤٠ | ۲۳,0/ | ۱۳ | 0 Y L & A , O | 2210 | 7,3 31Cm | ٠٧,٩ | خدمات٣ |
| Tel Saure Property | ٤١١٠٠ | 19,2 | ۳. | л, авзол | | ***** | ۲۸۳۷,٥ | الإجمالي |
| AND DESCRIPTION OF STREET | 4 (| έo | | , , p | | · · Y | | • 7 |
| gggganniga 4 | 5 | 7 | | P | ١١٠٠١٩ | .01 | | ٧,٥ |
| TO THE PROPERTY. | %}~~ | Y 1p= | ١. | · ×.14 | A0 £ 9 . | <u>,</u> ,,,, = | للإنتاجلة | الرقم القياسي |
| | . 0 | | | \ | . "7 | . 777. | | ۸۵,٥ |



الجدول التالي يبين أهم مواد البناء ونسبتها في إجمالي تكاليف البناء وكذا أسعارها في عامي ١٩٩٥ ، ٢٠٠٠ (الأرقام فرضية) .

| أسعلق علم ٥٠٠٠ | , | | أهم مواد البناء ونسبتها في
لجمالي تكاليف البناء | | |
|----------------|----------------------------|-----|--|--|--|
| 3, | ع. | 실 % | المادة | | |
| ۲. | ١٥ جنيه للطن | 1. | الأسمنت | | |
| 10. | ١٠٠ جتيه للطن | ١. | الحديد | | |
| ٩. | ٤٥ جنيه للمتر | ١. | الخشب | | |
| ٩ | ٦ جنيه (الألف طوبه) | ٥ | الطوب | | |
| ١,٨ | ٩, ٠ جنيه متوسط أجر العامل | ١٥ | العمالة | | |
| / | 1 | 0. | الحملة | | |

والمطلوب نه

إنشاء الرقم القياسي لتكاليف البناء في عام ٢٠٠٠ باعتبار عام١٩٩٥ - ١٠٠

| ع. × <u>ع.</u> | 1× -\frac{3}{2} | ع۰ | ع. | ائ |
|----------------|-----------------|-----|-----|----|
| 14 | 1 88,8 | ٧. | 10 | ١. |
| 1.0 | 10. | 10. | 4 | ١. |
| ٧. | ٧ | ٩. | ٤٥ | ١. |
| ٧,٥ | 10. | ٩ | ٦ | 0 |
| ٣. | ۲., | 1.1 | ٠,٩ | 10 |
| ۸٥,٥ | ۸۳۳,۳ | 1 | 1 | ٥, |



وعلى ذلك فالرقم القياسي لتكاليف البناء هو الرقسم القياسي للمناسيب

$$\%1V1 = 1.. \times \frac{40,0}{0.} =$$

أي أن تكاليف البناء في عام ٢٠٠٠ قد زادت بنسبة ٧١% عما كانت عليه عام ١٩٩٥ .

ملحوظة : ماذا لو تم إيجاد الرقم القياسي بدون ترجيح .

%177,V=

وهو الرقم مضلل لماذا؟



حاله (۳)

الجدول التالي يوضح الكميات المباعة وسعر البيع لثلاث سلع في عسامي . ٢٠٠٣ ، ٢٠٠٠ .

| ۲ | عام ۳ | ۲., | عام ۲۰۰۰ | | | |
|------------|------------|------------|-------------|------------------|--|--|
| السعر (ع،) | الكمية (ك) | السعر (ع.) | الكمية (ك.) | السلع | | |
| ٨ | 10. | ١. | 1 | Î | | |
| 0,5 | Y : . | ٦ | ۲., | ب | | |
| ٤,٧٥ | ٣٣. | ٥ | ٣., | -> | | |

والمطلوب:

تركيب الرقم القياسي لقيمة المبيعات باعتبار عام ٢٠٠٠ = ١٠٠٠

الحسل

الجدول الإحصائي اللازم:

| ع,ك. | ع، ك، | السلع |
|------|--------|-----------------|
| 1 | 17 | 1 |
| 17 | 1797 | ب |
| 10 | 1077,0 | > |
| ٣٧ | ٤٠٦٣,٥ | المجموع |



الرقم القياسي لقيمة المبيعات $=\frac{4}{2}\frac{3}{3}$ $\times \cdot \cdot \cdot \cdot$ الرقم القياسي القيمة المبيعات

- مجموع قيم السلع في سنة المقارنة × ٠٠٠ مجموع قيم السلع في سنة الأساس

 $\%1.9, AY = 1.. \times \frac{\cancel{\xi.77,0}}{7V..} =$

وهذا يعنى أن قيمة المبيعات قدرات بمعدل ٩,٨٢% في سنة المقارنة عمل كانت عليه في سنة الأساس .

ملحوظة:

لمعرفة سبب هذه الزيادة هل راجعه إلى زيادة الكميات المباعة من السلع أم إلى نقص أسعارها نتبع الآتى:

أ - تركيب الرقم القياسي للأسعار وذلك لمقارنة أسعار سنة المقارنة بأسعار سنة الأساس ، وباستخدام الترجيح بكميات سنة المقارنة (باش) لمعالجة مشكلة التضليل :



.. الرقم القياسي للأسعار المرجح بكميات سنة المقارنة (باش) =

، الجدول الإحصائي اللازم:

| ع, ك | ع، ك، | السلع |
|------|--------|------------------|
| 10 | 17 | 1 |
| 122. | 1797 | ب |
| 170. | 1077,0 | -> |
| ٤٥٩٠ | ٤٠٦٣,٥ | المجموع |

$$\% \lambda \lambda, o = 1 \cdot \cdot \times \frac{\xi \cdot 77, o}{\xi \circ 9, \cdot} = \checkmark$$

وهذا يعنى أن الأسعار قد نقصت في عام المقارنة بمعدل ١١,٥ ا% عما كانت عليه في سنة الأساس .

ب- تركيب الرقم القياسي للكميات . ذلك لمقارنة الكميات المباعة في سنة المقارنة بالكميات المباعة في سنة الأساس ، وباستخدام السترجيح بأسعار سنة الأساس (لاسبير) لمعالجة مشكلة التضليل :



. الرقم القياسي النكميات المرجح بأسعار سنة الأساس (لاسير) =

، الجدول الإحصائي اللازم:

| ك. ع. | ك, ع. | السلع |
|-------|---------|---------|
| 1 | 10 | İ |
| 17 | 1 £ £ • | ب |
| 10 | 170. | جــ |
| ۳٧٠٠ | १०१ • | المجموع |

$$\%175,1=1..\times\frac{509.}{TV..}=$$
 ...

وهذا يعنى أن الكميات المباعة من السلع قد زادت بمعدل ٢٤,١% في

(٤)

الجدول التالي يوضح الكمية المنتجة وتكلفة الوحدة منها لشركتين أ ، ب يقومان بإنتاج سلعة ما في عامى ٢٠٠٠ ، ٣٠٠٠ .



| | ۲۳ | | | | | |
|-------------|--------------|--------|-------------|--------------|--------|--------|
| % للشركة في | تكلفة الوحدة | الكمية | % للشركة في | تكلفة الوحدة | الكمية | الشركة |
| الإنتاج | (ت,) | (, 신) | الإنتاج | (ت.) | (.실) | |
| %0. | ٥,٧ | ۳., | %ለ• | ٦ | ٤٠٠ | 1 |
| %0• | ٤,٥ | ۳., | %٢٠ | 0 | 1 | ب |
| %۱ | / | • | %1 | / | ٥., | الجملة |

والمطلوب:

تركيب الرقم القياسي لمتوسط تكلفة الإنتاج باعتبار عام ٢٠٠٠ = ١٠٠

لحسل

الرقم القياسي لمتوسط تكلفة الإنتاج = متوسط تكلفة الوحدة في سنة الأساس × ٠٠٠

$$1 \cdots \times \frac{\frac{(t, 0 \times 7 \cdots) + (0, 0 \times 7 \cdots)}{1 \cdots}}{\frac{(0 \times 1 \cdots) + (1 \times t \cdots)}{0 \cdots}} =$$

$$\% \land \lor, 9 = 1 \cdot \cdot \times \frac{\circ, 1}{\circ, \land} =$$



وهذا يعنى أن متوسط تكلفة الإنتاج قد نقصت بمعدل ١٤,١% فـــى سـنة المقارنة عما كانت عليه في سنة الأساس .

ملحوظة:

لمعرفة السبب في هذا النقص هل راجع إلى نقص في تكلفة الوحدة أم إلى تغير في هيكل(١) نتبع الأتي :

متوسط تكلفة الوحدة في سنة المقارنة = متوسط تكلفة الوحدة في سنة الأسلس لكن بهيكل المقارنة متوسط تكلفة الوحدة في سنة الأسلس لكن بهيكل المقارنة

$$1 \cdot \cdot \times \underbrace{\frac{\circ, 1}{(\circ \times \tau \cdot \cdot) + (1 \times \tau \cdot \cdot)}}_{1 \cdot \cdot \cdot} =$$

⁽١) التغير في هيكل الإنتاج يعنى التوسع في الشركة ذات التكلفة الأقل ، وتقليل إنتاج الشركة ذات التكلفة الأعلى .



وهذا يعنى أن نقص تكلفة الوحدة قد تسبب في نقصص متوسط تكلفة

الوحدة المنتجة بمعدل ٧,٣% في سنة المقارنة عما كانت عليه في سنة

الأساس .

متوسط تكلفة الوحدة في سنة المقارنة لكن بتكلفة الأساس متوسط تكلفة الوحدة في سنة الأساس متوسط تكلفة الوحدة في سنة الأساس

$$1 \cdot \cdot \times \underbrace{\frac{\circ \cdot \circ}{(\circ \times 1 \cdot \cdot \cdot) + (7 \times \xi \cdot \cdot \cdot)}}_{\circ \cdot \cdot \cdot} =$$

وهذا يعنى أن متغير الهيكل قد تسبب في نقص تكلفة الوحدة المنتجة بمعدل قدرة ٥٠,٢%.



حالــة (٥)

إذا كان المستهدف في خطة شركة نقل سياحي هو القيام بالانتقالات الداخلية لعدد ٥٠٠٠٠ سائح في شهر ما ، وقد تبين أن الشركة قد قامت بهذا العمل لعدد ٢٠٠٠٠ سائح ، فما هو الرقم القياسي انتفيذ الخطة .

الحسسل

%14. =

أي أن الخطة تم تتفيذها مع زيادة قدرها ٢٠%

حالــة (٢)

البيانات التالية تمثل متوسط آجر العامل في أربيع فنادق في عامى عامى . ٢٠٠٣، ٢٠٠٣ .



| | ۲۳ | | | |
|------------|------------------|------------|------------------|-------------|
| عدد العمال | متوسط أجر العامل | عدد العمال | متوسط أجر العامل | الفندق |
| ٨ | ٣. | ٦ | Y <u> </u> | ĺ |
| ١٣ | 47 | ۲ | ٣٢ | ب |
| ٧ | ٤٥ | ٤ | ٤١ | |
| ٦ | 40 | 0 | 44 | ۶ |

والمطلوب:

١-أوجد الرقم القياسي الأمثل لمتوسط أجر العامل باعتبار عام

٢-إذا علمت أن الرقم القياسي لنفقة المعيشة عام ٢٠٠٠ = ١٢٤ فما هـو
 التغير الحقيقي في مستوى أجور العمال .

%1.9,7 =

$$1 \cdot \cdot \times \frac{(7 \times 70 + 7 \times 71 + 7 \times 71 + 7 \times 71 + 7 \times 71)}{(1 \times 71 + 7 \times 71 + 7 \times 71 + 7 \times 71)} \sim ($$

%119 =



وهذا يعنى زيادة متوسط أجر العمال بمعدل ١٤,٣ في سينة المقارنية عما كانت عليه في سنة الأساس.

الرقم القياسي للأجور الحقيقية =
$$\frac{\text{الرقم القياسي للأجور}}{\text{الرقم القياسي لنفقة المعيشة}} \times 1000$$
 = $\frac{118, \text{T}}{172} \times 1000$

%9Y =

وهذا يعنى نقص فى متوسط الأجر للعمال فى عام ٢٠٠٣ عما كان عليه فى عام ٢٠٠٠ ، والنقص بمعدل ٨% .

(Y) **-**

الجدول التالي يوضح الإيرادات السياحية بالمليون جنيه خلل الفترة . ٢٠٠٠/١٩٩٩



| ۲۰.۳ | 77 | 71 | Y | 1999 | السنوات |
|------|-----|-----|-----|------|--------------------|
| 981 | 777 | 091 | 777 | ٣١. | الإيرادات السياحية |

والمطلوب:

١-أوجد الرقم القياسي لتطور الظاهرة سنة بعد آخرى
 (الأساس المتحرك)

٢-أوجد الرقم القياسي لتطور الظاهرة بالنسبة لسنة ١٩٩٩
 (الأساس الثابت) .

لحسل

١- باستخدام الأساس المتحرك:

| ملاحظات | الرقم القياسي | الإيرادات | السنوات |
|---------------------|---------------|-----------|---------|
| | _ | ٣١. | 1999 |
| نقص بمقدار ۱۱% | (') Aq | 477 | ۲ |
| زیادة بمقدرا ۱۱۲٫۳% | 7,77 | 091 | 71 |
| زیادة بمقدار ۳۸% | ١٣٨ | 777 | 77 |
| زیادة بمقدار ۱۳% | 117 | 977 | 7 |

^{134, 6 1 . . ×} ______ = % 1 e



٢- باستخدام الأساس الثابت:

| ملاحظات | الرقم القياسي | الإبرادات | السنوات |
|-------------------|---------------|-----------|---------|
| | - | ٣١. | 1999 |
| نقص بمقدار ۱۱% | ٨٩ | 777 | ۲ |
| زيادة بمقدرا ٩٣% | . 198 | 091 | 71 |
| زیادة بمقدار ۱۲۷% | Y7V | ۲۲۸ | 77 |
| زيادة بمقدار ۲۰۰% | ۳ | 9371 | ۲۰۰۳] |



الجداول الإحصائية

جدول I: السلمات تحت المنعلي الطبيعي القياسي Areas of a Standard Normal distribution

| ·. "I | 1)
10 T | | 2 | 3 | A | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
|---------|------------|-------|-------|-------|---------------|----------|-------|----------|--------------|-------|
| * | 0813 | | * | | | | | | - | |
| | | | | | | | | | | |
| 2 9 | 0019 | .0018 | .0017 | .0017 | .0018 | .0018 | 0015 | 0015 | .0014 | .6014 |
| 2.8 | 0026 | .0025 | .0024 | 0023 | .0023 | .0022 | 0021 | 0021 | 0020 | .6019 |
| 2.7 | 0035 | 0034 | 0033 | 0032 | 0031 | ocoo. | 0029 | 8024 | ,0027 | .0026 |
| 2 6 | 0047 | .0045 | 0044 | | 6041 | .0040 | 0039 | 0038 | 6037 | .0036 |
| -3.5 | 0062 | 0060 | 0059 | .0057 | 0055 | 0084 | 0052 | 10051 | .0039 | .0048 |
| | | | | | | | | | | H |
| | .0082 | .0080 | 0078 | .0075 | .0073 | .0071 | 0069 | .0068 | 0066 | .0084 |
| | 9197 | | 0102 | .0029 | .0098 | 0094 | 0091 | 3088 | .0087 | .008 |
| 2.2 | 9139 | 0136 | 0132 | .0129 | 6125 | 0122 | 8119 | .9116 | 0113 | 0110 |
| | 3179 | 0174 | 0170 | 0186 | 0162 | 0158 | 0154 | 0150 | 0146 | 0140 |
| 2.1 | 0227 | 0722 | .0217 | 0212 | 0207 | 0202 | 0197 | 0193 | .0185 | 01= |
| -2,0 | .0221 | 34.84 | | | | | | | | |
| | 0287 | 0281 | 0274 | 0268 | 0242 | 0256 | 0250 | 0244 | 0239 | 023 |
| - 5.3 | | 0351 | 0344 | 0336 | 6329 | 0322 | 0314 | 0307 | 0300 | 029 |
| 1.8 | | .0435 | 0427 | .0418 | 0409 | .0401 | 0392 | 0334 | 0375 | .036 |
| -1,7 | 2 | | 0526 | 0516 | 0505 | 0495 | 0485 | 0475 | 0465 | 045 |
| 1.8 | | .0537 | 0543 | 9230 | 0618 | 0506 | 0594 | 0582 | 0571 | 055 |
| .1.5 | .0858 | .0655 | .V943 | .0300 | ,,,,,,,,, | | | | | |
| | | | 2226 | .0784 | 0749 | 0735 | .0721 | 0708 | .0694 | .088 |
| | .4808 | | .0778 | 0918 | .0901 | .0885 | 0869 | | 0838 | 080 |
| -1.3 | 8 | ,0951 | .0934 | 1093 | 1075 | 1056 | 1028 | * | 1003 | 098 |
| .1.2 | | .1131 | ,1112 | 1232 | 1271 | 1251 | 1230 | | 1180 | 117 |
| * * | | \$ | .1314 | | | 1489 | 1446 | | 140 | 137 |
| . i . Q | .1587 | .1582 | 1538 | 1515 | .,,40,2 | | | | | |
| | 1 | | | .1782 | 1736 | .1711 | 1888 | .1850 | .1635 | .161 |
| | .1841 | | .1788 | | | 1977 | 1849 | | 1894 | 185 |
| 0.8 | | .2092 | | .2033 | .2005
2297 | 2266 | 2236 | | .2177 | 214 |
| 0.1 | 3 1 | | A | .2326 | 2611 | 2578 | | | 2483 | 245 |
| ů.ŧ | | 3 | 1 | 2843 | | 2912 | | | | 277 |
| •9. | .3085 | .3050 | 3015 | .2981 | .2946 | 1.20.8 | 20.7 | 1 **** | ****** | |
| | 1 | I | | | 3300 | 3264 | 3221 | 3192 | 2156 | 312 |
| . 8 . | | | | | ******* | | | | | 348 |
| -6.3 | | 4 | | | 2 | * | | · 🕷 | 1 | 385 |
| -0.3 | | 3 | | | 2 | | | | | 424 |
| -0. | | | 1.00 | | | | | | | 454 |
| 1 .0 | 5000 | 4960 | 4920 | .4880 | 4840 | 4891 | | 3.75 | 5 (9 (2)) | |



حرار الماري الساحات تحت المتعلق الطبيعي القيامس

Areas of a Standard Normal distribution

| * | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 1 9 |
|-----|--------------|---------------|--------------|-------|---------------|---|----------------|--------------|-----------------------|------------|
| 0.0 | .5000 | 5040 | .8080 | 5120 | .5160 | 5199 | 5239 | 5279 | Section of the second | The second |
| 0.1 | 5398 | 5438 | .5478 | .5517 | .5557 | .5596 | .5638 | | | 6783 |
| 0.5 | .5793 | 832 | 5871 | 5910 | .5948 | .5987 | .6626 | 8084 | .6103 | 2141 |
| 0.3 | .8179 | .6217 | 6235 | .6293 | 6331 | .6368 | 5406 | 6443 | | 6517 |
| 0.4 | .6554 | .6591 | 6628 | 6664 | 8760 | .6736 | .6772 | .6808 | 6844 | 6879 |
| | | | | | | | | | | |
| 9.5 | 6915 | 8950 | 6985 | .7019 | 7054 | .7088 | 7123 | 7157 | .7196 | .7224 |
| 0.5 | 7257 | 7291 | .7324 | 7357 | .7389 | 200000000000000000000000000000000000000 | .7454 | 7486 | 7517 | 784% |
| 0.7 | 7580 | 7811 | 7642 | .7673 | .7764 | 77.34 | 7764 | .7794 | | 7852 |
| 0.8 | 7881 | .7910 | 7939 | .7867 | 7996 | 8023 | 8051 | 8679 | | 8133 |
| 0.9 | 8159 | 8186 | .8212 | .8238 | 8264 | .8289 | .8315 | #34 8 | 8364 | .8389 |
| 1 | | | | | | | | | | |
| 1.0 | 8413
8843 | .8438
8665 | 8461 | 8485 | #508 | 8531 | 8554 | 6977 | | 852 |
| 1.2 | 8849 | 8869 | 8686 | 8708 | 8729 | 8749 | 8770 | 8750 | 8810 | .8830 |
| 1.3 | 9032 | 9049 | 6888
9086 | 8907 | #925 | 8844 | 8962 | 8980 | 8897 | 9018 |
| | 9192 | 9207 | 9222 | 9236 | 8099 | .9115 | 9131 | 9147 | .2162 | 9177 |
| | l " " | *** | arce | 70.55 | 9251 | 9285 | 9279 | 9292 | 93 05 | 8313 |
| 1.5 | 9332 | 9345 | 9357 | 9370 | | | | | | |
| 1.8 | 9452 | 9463 | 3474 | 2484 | .2382
9495 | .9394
9805 | 9468 | .9418 | .9429 | 344 |
| 17 | 9854 | 9564 | 9573 | 9582 | 9591 | 9599 | .9515
.9608 | 9025 | 9535 | 3545 |
| 1.8 | 8641 | 9649 | 9656 | 9863 | 9671 | 9678 | 8888 | 9693 | 9625 | 9633 |
| 1.9 | 8713 | 9719 | 9728 | 9732 | 9738 | 9744 | 9750 | 9756 | 9761 | .970c |
| | | | | | | | | *** | *** | *** |
| 2.6 | 9773 | 9778 | 9783 | 9788 | 9793 | 9798 | #863 | 3808 | 9812 | 98. |
| 2,1 | .9821 | #826 | 9830 | 9834 | 9838 | 9842 | 9846 | 9850 | 9654 | 9857 |
| 2.2 | 9861 | 9864 | 9866 | 9871 | 9876 | 9678 | 9881 | 9884 | 9887 | 5890 |
| 23 | .9893 | 9896 | 9898 | 9901 | 9904 | 9906 | 9909 | 9911 | 9913 | 9916 |
| 2.4 | .9918 | 9920 | 9822 | 9925 | 9927 | 9929 | 9831 | | 9934 | 94364 |
| | | | | | | | | | | |
| 2.5 | 9938 | 9940 | 9941 | 9943 | 8945 | 2946 | 9948 | 9949 | 9251 | 9952 |
| 2.6 | 9953 | 9956 | 9956 | 9947 | 9959 | 9980 | 9961 | 9962 | 9983 | 9964 |
| 2.7 | 9965 | 9966 | 9987 | 9968 | 9969 | 9970 | 9971 | 9972 | 9973 | 9874 |
| 2.8 | 9974 | 9078 | 9976 | 9977 | 9977 | 9978 | 9979 | 3979 | 9980 | 9981 |
| 2.8 | ,9981 | 9982 | 9982 | 9983 | 9984 | 3584 | 9985 | 9985 | 9986 | 9386 |
| | | | | | | | | | | |
| 3.0 | 0.9987 | | | | | | | | | |



جدرل **اا**: ترزیع ت

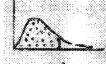
Student's t Distribution

| | | 100 | 925 | .01 | 005 |
|-----|-------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | | | 12.706 | 31,821 | 63.657 |
| 1 | 3.078 | 6.314
2.820 | 4.303 | 6.965 | 9.925 |
| 3 | 1 886 | 2.353 | 3 182 | 4.541 | 5.841 |
| ä | 1 833 | 2 132 | 2.776 | 3.747 | 4.504 |
| 8 | 1.475 | 2.015 | 2.571 | 3.365 | 4.032 |
| | | | | | * *** |
| 6 | 1.440 | 1 943 | 2 447
2 365 | 3.143 | 3.707 |
| 7 | 1.415 | 1,895 | 2 308 | 2.098 | 3.355 |
| 9 | 1.383 | 1.833 | 2.262 | 2.821 | 3.250 |
| 10 | 1 372 | 1.812 | 2.228 | 2 784 | 3.169 |
| | | | | | |
| 11 | 1 383 | 1.705 | 2.201
2.179 | 2.718 | 3,106 |
| 12 | 1.350 | 1.782 | 2.180 | 2.850 | 3.012 |
| 13 | 1 345 | 1.761 | 2.145 | 9.424 | 2.977 |
| 15 | 1 341 | 1 753 | 2.131 | 2.602 | 2.947 |
| | | | | | |
| 1.6 | 1.337 | 1.745 | 2.120 | 2.583 | 2.921 |
| 17 | 1.333 | 1 740 | 2,110 | 2,507 | 2.896 |
| 18 | 1.330 | 1.734 | 2.101 | 2.582 | 2.876 |
| 19 | 1.328 | 1.729 | 2.093
2.086 | 2 539
2 528 | 2,861
2,845 |
| 50 | 1,323 | 1.143 | 2.000 | * | |
| 21 | 1.323 | 1.721 | 2.080 | 2.518 | 2.831 |
| 22 | 1.321 | 1.717 | 2.074 | 2.808 | 2.819 |
| 23 | 1.318 | 1.714 | 2.069 | 2.800 | 2.807 |
| 24 | 1.318 | 1.711 | 9.064 | 2.492 | 2.797 |
| 28 | 1.316 | 1.708 | 2.060 | 2.485 | 2.787 |
| 26 | 1.315 | 1.708 | 2.066 | 2.479 | 2.779 |
| 27 | 1.314 | 1 703 | 2.052 | 2.473 | 2.771 |
| 28 | 1.313 | 1.701 | 2.048 | 2.487 | 2.763 |
| 29 | 1.311 | 1.699 | 2.048 | 2 482 | 2.756 |
| 30 | 1.310 | 1.697 | 2.042 | 2.487 | 2.750 |
| 40 | 1.303 | 1.664 | 2.021 | 2.423 | 2.704 |
| 80 | 1.298 | 1.671 | 2.000 | 2.380 | 2.880 |
| 120 | 1 289 | 1.658 | 1.980 | 2.358 | 2 817 |
| 67) | 1 282 | 1 2 4 5 | 988 | 2 326 | 2.576 |



هیل III ترزیع مربع کاس

The χ^2 distribution



| 82 | • | | | | | |
|-----|-------|-------|----------------------|--------------------|-------|-------|
| | | | ² 7 X S A | occoccoccociterini | | |
| V | 0.01 | 0.025 | 0.050 | 0.95 | 0.975 | 0.99 |
| | | | | | | |
| 1 | 0.000 | 0.001 | 0.004 | 3 84 | 5.02 | 6.63 |
| 2 | 0.020 | 0.051 | 0.103 | 5,99 | 7.38 | 9.21 |
| 3 | 0,115 | 0.216 | 0.216 | 7.81 | 9.35 | 11.30 |
| 4 | 0.297 | 0.484 | 0.711 | 9.49 | 11.10 | 13.30 |
| - 8 | 0.554 | 0.831 | 1.15 | 11.10 | 12.80 | 15.10 |
| 8 | 0.872 | 1.24 | 1.84 | 12.60 | 14,40 | 16.80 |
| 7 | 1,24 | 1.69 | 2.17 | 14.10 | 16.00 | 18.50 |
| 8 | 1.65 | 2.18 | 2.73 | 15.50 | 17.50 | 20.10 |
| 9 | 2.09 | 2.70 | 3.33 | 16 90 | 19.00 | 21.70 |
| 10 | 2.56 | 3.25 | 3.94 | 18.30 | 20.50 | 23.20 |
| 11 | 3.05 | 3.82 | 4.57 | 19.70 | 21.90 | 24.70 |
| 12 | 3.57 | 4.40 | 5.23 | 21.00 | 23.30 | 26.20 |
| 13 | 4.11 | 5.01 | 5.89 | 22.40 | 24.70 | 27.70 |
| 14 | 4.66 | 5.63 | 6 57 | 29.70 | 26.10 | 29,10 |
| 15 | 5.20 | 6.26 | 7.26 | 25.00 | 27.50 | 30.60 |
| 16 | 5.81 | 6.91 | 7.98 | 26.30 | 28.80 | 32.00 |
| 17 | 8.41 | 7.56 | 8.67 | 27.60 | 30.20 | 33.40 |
| 18 | 7.01 | 8.23 | 9.39 | 28.90 | 31.50 | 34.80 |
| 19 | 7.63 | 8.91 | 10.10 | 30.10 | 32.90 | 36 20 |
| 20 | 8.26 | 9.59 | 10.80 | 31.40 | 84.20 | 37.60 |
| 21 | 6.90 | 10.30 | 11.60 | 32.70 | 35.50 | 38.90 |
| 22 | 9.54 | 11,00 | 12.30 | 33.90 | 36.80 | 40.30 |
| 23 | 10.20 | 11.70 | 13.10 | 25.20 | 38.10 | 41.60 |
| 24 | 10.90 | 12.40 | 19.80 | 36.40 | 39.40 | 43.00 |
| 25 | 11.50 | 13.10 | 14.60 | 37.70 | 40.60 | 44.30 |
| 25 | 12.20 | 13.80 | 15.40 | 38.90 | 41.90 | 45.60 |
| 27 | 12,90 | 14.80 | 16.20 | 40.10 | 43,20 | 47.00 |
| 28 | 13.80 | 15.30 | 16.90 | 41.30 | 44,50 | 48.30 |
| 29 | 14,30 | 16.00 | 17.70 | 42.60 | 45.70 | 49.60 |
| 30 | 15.60 | 16.80 | 16.50 | 43.80 | 47.00 | 50.00 |



چنرل ۱۷: توزیع ف (×٪)

F distribution (5%)

| V2/V1 | | , | | 0.05 | di de m | te Levy | | | |
|-------|-------|-------|-------|-------|---------|---------|-------|------------|-------|
| * | · | 2 | 1 | | | 6 | 12 | 24 | 655 |
| 1 | 164.4 | 199.5 | 215.7 | 224.6 | 230.2 | 234.9 | 231.9 | 249.0 | 254.3 |
| 2 | 18,5 | 19.2 | 19.2 | 15.3 | 19.3 | 19,3 | 19.4 | 19.5 | 19.5 |
| 3 | 10.1 | 9.5 | 9.3 | 9.1 | 9.0 | 8.8 | 8.7 | 8.6 | 8.5 |
| • | 7.7 | 6.3 | 6.6 | 6.4 | 6.3 | 8.2 | 5.9 | 5.6 | 5.5 |
| 5 | 6.5 | 5.8 | 5.4 | 5.2 | \$.1 | 5.0 | 4.7 | 4.5 | 1.4 |
| 8 | 6.0 | 5.1 | 4.8 | 4.5 | 4.4 | 4.3 | 46 | | |
| 7 | 8.6 | 4.7 | 4.4 | 4.1 | 4.0 | 3.9 | 3.6 | 3.8 | 3.7 |
| 8 | 5.3 | 4.5 | 4.1 | 3.8 | 3.7 | 3. | 5.2 | 3.4 | 3.2 |
| 9 | 5.1 | | 1.9 | 3.5 | 3.5 | 3.4 | 31 | 3.1 | 2.9 |
| 10 | 5.0 | 4.1 | 3.7 | 3 5 | 3.3 | 3.2 | 2 9 | 2.9 | 2.7 |
| | | | | | | | ** | 2.7 | 2.5 |
| **] | 4.8 | 4.0 | 3.5 | 3.4 | 3.2 | 3.1 | 2.8 | | |
| 15 | 4.8 | 3.9 | 3.5 | 3.3 | 3.1 | | 27 | 2.8 | 7. |
| 13 | 4.7 | 1.8 | 3.4 | 3.2 | 3.0 | | 2.6 | 2.5 | 2.3 |
| 14 | 4.6 | 3.7 | 3.3 | 3.1 | 3.0 | 2.5 | 25 | 23 | 2.2 |
| 15 | 4.5 | 3.7 | 33 | 3.1 | 2.9 | | 2.5 | | 2.7 |
| | | | | | | | • • | 2.3 | 2.1 |
| 18 | 4.5 | 3 4 | 3.2 | 3.0 | 2.9 | 2.7 | 2.4 | | |
| 12 | 4.5 | 3.8 | 3.2 | 3.0 | 1.8 | 27 | 24 | 22 | 2.0 |
| 18 | * * | 3.6 | 3.2 | 21 | 28 | 2.7 | 2.3 | 22 | 2.0 |
| 19 | 4.4 | 3.5 | 3.1 | 2.9 | 2.7 | 26 | 2.3 | | 10 |
| 20 | 4.1 | 3.5 | 3.1 | 2.9 | 22 | 2.6 | 23 | 2.1 | 1.9 |
| 22 | 4.3 | 3.4 | 3.1 | 2.8 | 27 | 2.6 | 22 | 21 | 1.8 |
| 2 4 | 4.3 | 3.4 | 3.0 | 2.8 | 24 | 1.5 | 2.2 | 2.0 | 1.0 |
| 24 | 4.2 | 14 | 3.0 | 2.7 | 2.8 | | | ********** | 17 |
| 28 | 12 | 3.3 | 3.0 | 2.7 | | | 21 | 2.0 | 17 |
| 10 | 4.2 | 3.3 | 2.0 | 2.7 | 2.5 | 24 | 21 | | 17 |
| | | | | | | | *" | " | 1.0 |
| 10 | 4.1 | 3.2 | 2.8 | 2.6 | 23 | 23 | 2.0 | 1.8 | |
| 18 | 4.0 | 3.2 | 2.4 | 2.5 | 24 | 2.3 | | 13 | 1.5 |
| 20 | 39 | 31 | 2.7 | 25 | 23 | 23 | 13 | | 14 |
| 00 | 3.8 | 3.0 | 2.6 | 24 | 22 | 21 | 11 | | 13 |

ì

À

F



جىل IV. تىنج ئى (۲٪) F distribution (۱%)

| | 1 | 1 | 2 ² 000 | 1.3 | | P d | strib | unon | (1)* | 1 | |
|--------------|--------|-----------------|--------------------|----------------|-------|---------|----------------------------|------------|----------------------|-----------|------|
| 1 | 1 | DA. | | | Days! | iolor | | | 100 100 | | |
| | | P | | | | | دود د دندنینی ن | ····· | | ····· | |
| er jagende | | | | 0.01 Sig | | | | | | | : |
| 2N1 | | 2 1 | 3 | 4 | 5 | 6 | | 12 | 24 | 80 | |
| | 4052 | | ÷403 | 5625 | 5764 | | 5981 | | 8234 | 8366 | |
| A 1000 TO | 98.5 | 99.0 | 99.2 | 993 | 99.3 | | 39.3 | 99.4 | 99.5 | | |
| | 34.1 | 30.8 | 29 5 | | 28.2 | 27.9 | 27.5 | 27.1 | 26.6 | 58.1 | |
| | | 18.0 | 16.7 | | 15.5 | 15.2 | 14.8 | | 13.9 | | |
| | 21.2 | 13.3 | 12.1 | 11.4 | 11.0 | 18.7 | 10.3 | 8.9 | 9.5 | 9.0 | - |
| (() | 163 | 7.0.0 | | | | & Z () | | | | | |
| | | 10.9 | 9.8 | 9.2 | 8.8 | 8.5 | 8,1 | 7.7 | 7.3 | 6.9 | |
| 8 | 13.7 | 9.8 | 3.5 | 7.9 | 7.5 | 7.2 | | | 6.1 | | - |
| 7 | | 9 | 7.6 | 7.0 | 6.6 | 8.4 | | 5.7 | 5.3 | 2 : | l |
| | 11.3 | 8.7 | 7.0 | 8.4 | 6.1 | 5.8 | 5.5 | 8.1 | 4.7 | 4.3 | ŧ. |
| | 10.5 | 8.0 | 8.5 | 6.Q | 5.6 | 5.4 | \$.1 | 4.7 | 4.3 | 3.8 | I |
| 10 | 10.0 | 7.00 | 9.3 | | "" | | | | | | 1 |
| | | 30% | 4.0 | 3 | A 3 | \$ 1 | 4.7 | 4.4 | | 3.6 | 1 |
| 11 | \$ | 7.2 | 6.7 | | 5.1 | 4.8 | 4.5 | 4.2 | 3.8 | 3.4 | 1 |
| | 9.3 | 6.9 | 6.0 | | 4.9 | 4.6 | 4.3 | | 3.6 | 3.2 | - |
| | 9.1 | 6.7 | 5.7 | | | 4.5 | 1. 1. 1. | | 3.4 | 3.0 | 1 |
| | 8.9 | 6.5 | 5.6 | | 4.8 | 4.3 | 4.0 | • | 3.3 | 2.9 | |
| 16 | 8.7 | 6.4 | 5.4 | 4.9 | 1 *** | | | | | | |
| 1 * | | | | | 11. | 4.2 | 3.9 | 3.6 | 3.2 | 2.8 | |
| 11 | 8.5 | | 9.3 | | 4.4 | 1.1 | | 3.5 | 3.1 | 2.7 | |
| 10 | 8.4 | 6.1 | 5.2 | The Control of | | A | | 3.4 | 100 (000) | 2.6 | |
| | 8.8 | | 5.5 | | | 3 | 1 2 | | 2 | 2.5 | |
| | 8.2 | 5.9 | | | 100 | 3.9 | 1. Sec. 15. | 3.2 | | 20.3 | 1 |
| . 3 | 8.3 | | 4.9 | 1.4 | 4.1 | 3.9 | 2.0 | 1 " | 1 | | |
| | | | | 1000 | | 1 | 3.5 | 3.1 | 2.8 | 2.3 | |
| | 2 7.9 | 5.7 | 4.8 | | | | | | | W. C | |
| | x 7.8 | But West at | 13 | T | ¥ . | | 3 | W. W. W. | | 9 3 4 4 4 | |
| 5 5 75 | 6 7.7 | | | | | | | | | | - 20 |
| | 8 7.8 | | | | | | | ********** | 2 | | |
| 1 8 | v 7.6 | Section Section | | 4.0 | 3.7 | 3.5 | 3.2 | *.' | | | |
| ा | ~ 1 " | | | 1000 | | 100 | 1 | | 1 2. | 1 1.1 | |
| | 0 7. | 5.2 | 43 | 3 3.1 | 3.5 | | | 200 | 1. 1. 1. 1. 1. 1. 1. | | 1.0 |
| | 0 7. | 100 | 100 | 3 000000 | 3.3 | | | | | W & W | |
| 11. | w 1 '- | | | | | 3. | 3 2 | 1 2. | 3 2. | * I '' | * |



الفهـــرس

| | رقم
الصفحة | الموضوع |
|---------------|---------------|--|
| | | الباب الأول |
| | | التوزيع الطبيعي وتطبيقاته |
| 0 | ۲ | المفصل الأول : التوزيع التكراري المعتدل كمدخل لدراسة التوزيم |
| 1 | | الطبيعي . |
| ٧ | 70 | المفصل الثانى : دوال التوزيع الطبيعي . |
| 190 a 19 a 19 | 7 A | الفصل الثالث : تطبيقات ، محمد محمد محمد الفصل الثالث المحمد المحم |
| | | الباب الثانى |
| | | التوزيعات العينية وتطبيقاتها |
| | 71 | الفصل الأول: توزيع متوسطات عينات المجتمع واستخدامه في تقدير |
| | • • | . (<i>\mu</i>) |
| 4 | ١ | الفصل الثانى: توزيع نسب عينات المجتمع واستخدامه في تقدير |
| | , | (B) |
| • | 117 | الفصل الثالث: توزيع متغير ذات الحدين (نجاح وفشل) واستخدامه |
| | | في تقدير احتمال وقوع النجاح في المجتمع |
| ŕ | | الباب الثالث |
| | | اختبارات الفسروض |
| • | 1 . | الفصل الأول: اختبار المتوسطات (المقارانات) |
| | 111 | الفصل الثاني: اختبار التباينات (التجانس) |
| | 197 | الفصل الثالث: اختبار النسب. |
| | Y + 1 | الفصل الرابع: اختبار الفرق بيت التكرار الشاهد والتكرار المتوقع. |



تابع الفهسرس

| رکم | الموضـــوع | | |
|--------|---|---|---|
| الصفحة | | | |
| | الباب الرابع | | |
| | السلاسسل الزمنيسة | | |
| **1 | تعريف السلسلة الزمنيــة (اللفظــى، الريـاضى، | _ | 5 |
| | البياني) | | ٩ |
| YY 4 | عناصر السلسلة الزمنية (الاتجاه العام ، الموسمية ، | - | |
| , | الدورية ، العرضية) | | |
| *** | نماذج تحليل السلسلة الزمنية . | - | |
| *** | تحليل السلسلة الزمنية وفقا للنموذج الضربي . | _ | |
| | الباب الخامس | | |
| | الأرقام القياسية | | - |
| *** | رقم الإيداع بدار الكتب المصورية يسايقا بعياسة | | - |
| **1 | استخدامات الأرقام القياسية . ج ٢٠٠٥، ١٥٠ | _ | (|
| 777 | صيغ (طرق تركيب) الأرقام القياسية ك | _ | - |
| 441 | الشرقيم الدوني ١٨٠٨ قيماليقا ماق أنا بيدي للالشم | _ | , |
| *** | بعض الأرقام القياسية الشائعة . | _ | , |
| *** | rd s.ter | _ | |



تابع الفعسرس

| | II | | | | | |
|----|--|--------|--|--|--|--|
| | lloe in ex | العفدة | | | | |
| • | الباب الرابع | | | | | |
| | السلاسل الزمنيسة | | | | | |
| ? | - تعريف السلسلة الزمنيسة (اللفظس، الرياضي، | 177 | | | | |
| .1 | البياني) | | | | | |
| | - عناصر السلسلة الزمنية (الاتجاد العام ، الموسمية ، | 377 | | | | |
| | الدورية ، العرضبة) | | | | | |
| | - نماذج تحليل السلسلة الزمنية . | 477 | | | | |
| | - تحليل السلسلة الزمنية وفقا للنموذج الضربي . | 777 | | | | |
| | الباب الفامس | | | | | |
| | الأرقام القياسية | | | | | |
| | - تعريف الرقم القياسي بقي المصمال بتكا ماع واعيها مق | . 77 | | | | |
| 3 | - استخدامات الأرقام القياسية . ٢٠٠٥/٣٦ ٥٧ | 177 | | | | |
| | - صيغ (طرق تركيب) الأرقام القياسية ك | 7.77 | | | | |
| | الترقيم الدولى ما القيالية القيالية العالم الدولى مثالة المراكب الأوقاع القيالية العالم المالية ال | | | | | |
| • | - يعض الأرقام القياسية الشائعة . | *** | | | | |
| | | B 15 W | | | | |